

UNIVERSITÉ DE PARIS — FACULTÉ DES LETTRES

---

# CONTRIBUTION A L'ÉTUDE EXPÉRIMENTALE DES OPINIONS

---

THÈSE COMPLÉMENTAIRE PRÉSENTÉE A LA FACULTÉ DES LETTRES  
DE L'UNIVERSITÉ DE PARIS

PAR

**Jean STOETZEL**

Ancien élève de l'École Normale Supérieure  
Agrégé de l'Université



PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE



**CONTRIBUTION  
A L'ÉTUDE EXPÉRIMENTALE  
DES OPINIONS**



UNIVERSITÉ DE PARIS — FACULTÉ DES LETTRES

---

# CONTRIBUTION A L'ÉTUDE EXPÉRIMENTALE DES OPINIONS

---

THÈSE COMPLÉMENTAIRE PRÉSENTÉE A LA FACULTÉ DES LETTRES  
DE L'UNIVERSITÉ DE PARIS

PAR

**Jean STOETZEL**

Ancien élève de l'École Normale Supérieure  
Agréé de l'Université



PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE  
108, BOULEVARD SAINT-GERMAIN, PARIS

—  
1943



## CHAPITRE PREMIER

### LES DONNÉES ET LES MÉTHODES

- (1) Portée de cette étude. — (2) Description du matériel. —  
(3) Nature des données expérimentales. — (4) L'instrument  
statistique. — (5) Les problèmes étudiés.

#### (1) Portée de cette étude

Les phénomènes d'opinion ont, depuis quelque quinze années, attiré l'attention de nombreux expérimentateurs, notamment aux États-Unis. La littérature publiée est déjà considérable. Malgré l'existence d'excellentes bibliographies, notamment celles de G. W. Allport et de E. Nelson (1), on peut dire qu'elle n'a jamais été recensée d'une manière intégrale ni systématique. Mais il suffirait de parcourir la table annuelle d'une revue américaine quelconque de psychologie, de sociologie ou de psychologie sociale, pour se convaincre que les problèmes posés par les opinions sont devenus familiers. Il ne faudrait donc pas croire que cette étude innove. On doit la considérer comme une simple *contribution* à l'étude expérimentale des opinions.

Cependant, en faisant apparaître un titre français au milieu d'une liste d'ouvrages presque tous étrangers, on n'a pas seulement cherché à montrer que la psychologie de ce pays s'intéresse également à des questions qui

(1) G. W. Allport, *Attitudes*, ap. Carl Murchison, *Handbook of Social Psychology*, chap. 17, p. 798-844, Worcester, Mass., Clark University Press, 1935. — E. Nelson, *Attitudes*, *Journal of general Psychology*, 1939, 21, 417-435. — On trouvera une liste de références dans notre *Théorie des opinions*, Presses Universitaires, 1943.

occupent ailleurs une part importante de l'activité scientifique. Notre intention n'a pas été, purement et simplement, de nous mettre à l'école de l'étranger. Nous voudrions d'abord rappeler que c'est de ce pays, que c'est de Gabriel Tarde, qu'est partie l'intuition claire d'une psychologie sociale en général, et, singulièrement, l'idée d'une étude scientifique des opinions. L'auteur des *Lois de l'Imitation* est aussi celui de *L'Opinion et la Foule* (1901). S'il ne l'a pas constituée, Tarde est le premier qui ait montré l'intérêt et la nécessité d'une science des opinions. L'œuvre de Tarde doit être reprise et poursuivie en France. D'un autre côté, il ne s'agit pas surtout d'une question d'émulation nationale. La science est internationale, répète-t-on. Cette proposition exprime plutôt un droit qu'une réalité. Les Congrès internationaux manifestent surabondamment qu'il existe de véritables écoles nationales, ayant chacune un esprit particulier qui les anime, préoccupées de problèmes différents, qu'elles abordent suivant des méthodes propres. Dès lors, toute mise en commun, toute discussion même, sont déjà très difficiles. On ne parle, ni des mêmes choses, ni dans un langage semblable. Cette situation, fâcheuse en principe dans tous les domaines, prend une gravité particulière dans les sciences psycho-sociologiques. Il est difficile de justifier le concept de nature humaine. Le psychologue et le sociologue considèrent l'individu et le groupe social dans une certaine culture, ou, si l'on préfère, une certaine civilisation. Et la part qui revient à cette culture ou à cette civilisation dans la soi-disant nature humaine, ne peut être assignée *a priori*. Il serait donc hautement désirable que les mêmes études fussent conduites, selon des méthodes analogues, dans les différentes civilisations. En ce qui concerne en particulier les réactions d'opinions, il serait très utile de rechercher dans quelle mesure les conclusions auxquelles on arrive dans un pays, peuvent être généralisées. Si la psychologie sociale française s'intéresse, d'une manière un peu sérieuse

et intensive, aux problèmes des opinions, elle apportera sa contribution, n'en doutons pas, à l'universalisation de la science.

Une autre raison, beaucoup personnelle celle-là, nous incitait à entreprendre une étude expérimentale des opinions. Ayant conçu le projet d'esquisser, dans ses grandes lignes, une théorie des opinions, nous sentîmes tout de suite la nécessité de prendre un contact concret avec le phénomène. Théorie et expérience sont inséparables. On peut même estimer que, autant que faire se peut, le même homme doit être à la fois théoricien et expérimentateur. Faute d'une théorie, toute expérience serait impossible. On ne saurait même pas quelles questions il conviendrait de poser à la Nature. En eût-on trouvé la réponse, que l'on ne saurait, ni l'interpréter, ni même la reconnaître. Inversement, sans expérience, la théorie resterait dans l'arbitraire. Non seulement l'expérience met la théorie à l'épreuve, mais encore c'est sur la base des faits que la pensée peut édifier cette relation de concepts que l'on appelle une théorie, et, ce qui est plus important encore, construire les concepts qui découperont la réalité d'une manière adéquate. Le paradoxe qu'envisage un instant Socrate (cf. *Ménon*, 80 e), selon lequel « on ne peut chercher, ni ce qu'on connaît, parce que, le connaissant, on n'a pas besoin de le chercher, ni ce qu'on ne connaît pas, parce qu'on ne sait même pas ce qu'on doit chercher », se dissipe dès que l'on associe l'expérience et la théorie. C'est l'expérience qui peut suggérer l'existence de problèmes tels que celui des états de l'opinion, celui des traits d'opinions, celui des types d'opinions. C'est elle qui montrera si de telles notions ont un sens. Mais la théorie à son tour, par le moyen de ces concepts, introduira une lumière dans des faits qui seraient restés aveugles, inassimilés. Il fallait faire marcher de pair la théorie et l'expérience. La marche de nos deux études est, jusqu'à un certain point, parallèle.

Cependant, ce n'est pas dès le début de nos réflexions que nous avons pu constituer cette expérience directe des opinions. Sans parler de la familiarisation indispensable avec le sujet, il nous manquait à la fois une méthode pour recueillir les faits, et aussi, il faut bien le dire, un certain esprit d'entreprise pour oser la mettre en action. C'est seulement muni des conseils, et soutenu par les encouragements de nos maîtres, français et américains, que nous prions de trouver ici l'expression de notre reconnaissance, que nous avons décidé, en 1938, d'entreprendre notre première enquête d'opinions. On verra dans un instant quelles furent la nature et les conditions de ces enquêtes. Ajoutons simplement, pour bien marquer le caractère provisoire et imparfait de ce travail, que la symétrie désirée entre la théorie et l'expérience n'a pu être obtenue sur tous les points. Ni la théorie ne rend compte de toutes les données de l'observation, ni l'expérience ne permet de mettre à l'épreuve tous les éléments de la théorie. Le caractère limité des résultats de ce travail est peut-être la rançon de son ambition scientifique. La méthode expérimentale est moins complaisante que l'analyse réflexive.

## (2) Description du matériel

Le matériel dont l'analyse fait l'objet du présent travail, est constitué par les résultats que nous avons obtenus à deux enquêtes d'opinions, exécutées en 1938-1939. Avant de le décrire plus en détail, on doit expliquer l'esprit et les conditions dans lesquelles ces enquêtes ont été conduites.

Pour étudier expérimentalement les opinions, on dispose essentiellement de deux méthodes. On peut d'abord recueillir, dans des conditions parfaitement connues de l'expérimentateur, à l'intérieur d'une sorte de laboratoire psycho-social (qui pourra être par exemple une salle de cours au sein d'une Université), les opinions de sujets déjà

plus ou moins entraînés à ce genre d'expériences, et qui resteront éventuellement sous la main pour toute information ultérieure jugée utile à l'analyse. Cette procédure est de beaucoup la plus fréquente aux États-Unis, pays qui est, on le sait, celui où l'étude expérimentale des opinions a été poussée le plus loin. Les avantages de cette première méthode sont évidents. Pratiquement, elle réalise d'importants gains de temps, d'efforts, et d'argent. Les sujets, qui sont presque toujours les étudiants même de l'expérimentateur, sont tout disposés à se prêter à l'étude. Il est facile de les réunir en vue de l'expérience, de les placer dans des conditions identiques, de leur expliquer collectivement les règles que l'on estime judicieux d'imposer. L'exécution du travail de réponse est surveillée très commodément. Les résultats sont immédiatement ou presque immédiatement obtenus. Ultérieurement, l'expérience peut être recommencée, dans le but d'obtenir tous les contrôles désirables. On comprend que cette première procédure soit très généralement choisie. Cependant, elle expose l'étude à des inconvénients sérieux. En premier lieu, on obtient les réactions d'une catégorie très limitée, et très exceptionnelle de sujets. Bien que ceux-ci puissent être de sexe, d'âge, de formation, de famille, d'ambitions, et enfin d'opinions passablement variables, il n'en reste pas moins que ce sont des jeunes gens cultivés, appartenant en majorité à la classe moyenne de la population, ayant eu des contacts plus ou moins prolongés avec l'esprit des grandes villes. En un mot, les sujets forment un groupe assez homogène et assez spécial pour que les généralisations que l'on pourra tirer de l'étude apparaissent *a priori* comme hasardeuses. Outre ce premier inconvénient, il y a tous ceux qui résultent de l'étude psychologique de personnes plus ou moins familières avec la personnalité même de l'expérimentateur. Les réactions sont rarement spontanées. Le sujet conserve dans l'esprit les théories du maître, et s'efforce, consciemment ou non, de les confirmer ou de

les contredire. Au delà de la simple réaction demandée, quelles que soient les précautions prises dans l'organisation de l'expérience, on n'est jamais sûr que les sujets ne se sont pas comportés avec une intention éloignée. L'étude des opinions en laboratoire est donc soumise à plusieurs limitations fâcheuses.

La deuxième méthode consiste à étudier les opinions du public général. D'après les explications précédentes, cette expérience dans le concret, cette « *field experiment* », présente sur les expériences de laboratoire une supériorité à plusieurs égards. Elle autorise d'emblée des conclusions plus générales. Elle travaille sur des comportements du premier degré, c'est-à-dire bien plus spontanés. Mais, en revanche, elle entraîne un déploiement de moyens matériels non négligeables, un travail préparatoire qu'ignore en général l'expérimentateur d'Université, des dépenses appréciables. C'est cependant cette méthode que nous avons préférée, persuadé que nous ne pouvions nous dispenser d'un contact direct avec les comportements d'opinions populaires.

Enfin, pour terminer ces observations préliminaires, on ajoutera que la méthode des « *field experiments* » permet à son tour deux variantes. D'un côté, on pourra procéder par correspondance, soit que l'on fasse un appel collectif à des réponses, par exemple par la voie de la presse ou par celle de la radio, soit encore qu'on s'adresse personnellement à un certain nombre de personnes choisies, par exemple, par le moyen d'un annuaire. Ce système a l'inconvénient de subordonner la réponse à une action personnelle de l'enquête : à savoir, la rédaction, si limitée soit-elle, d'une correspondance. L'expérience a montré que dans des cas de ce genre le déchet est toujours considérable, de l'ordre de 95 %. En outre, il n'est pas invraisemblable de penser que l'enquête par correspondance donne une image passablement déformée du public. Ce sont toujours plus ou moins les mêmes personnes qui

répondent, et, avec plus de précision, celles qui ont les opinions les moins conformistes, celles que l'on appelle, comme nous le verrons plus loin, les « atypiques ». L'enquête par correspondance répondait donc assez mal à notre dessein. Il restait à notre disposition la deuxième variante, l'enquête par interview. L'enquêteur se rend personnellement auprès de chaque sujet individuellement, et recueille ses réactions d'opinions au cours d'une conversation, dans laquelle, après s'être acquis sa bonne volonté et sa coopération, il évoque plus ou moins directement les problèmes intéressants. Le matériel analysé dans ce travail a été réuni selon la méthode des enquêtes par interview.

Au cours des douze mois qui ont précédé cette guerre, nous avons conduit six enquêtes d'opinions, c'est-à-dire à peu près régulièrement une enquête tous les deux mois. Il est nécessaire, pour faire comprendre en quoi ces enquêtes ont consisté, d'entrer dans quelques détails.

En premier lieu, comme on se proposait d'interroger un nombre relativement important de sujets, répartis sur tout le territoire national, et dans un temps très limité, de l'ordre d'une dizaine de jours (à cause de l'évolution rapide des opinions sur beaucoup de questions, particulièrement à cette époque), on ne pouvait songer à exécuter les interviews personnellement. On a donc dû commencer par s'assurer le concours de correspondants à poste fixe, munis de consignes uniformes. Une certaine variété parmi eux devait être recherchée, à la fois pour éliminer dans l'ensemble l'influence possible de l'enquêteur sur les réponses, dépendant de sa culture, de sa situation sociale, de ses propres opinions, etc., et pour atteindre plus facilement les différentes couches sociales constituant le public, qu'on se proposait d'étudier. Cependant, il fallait que les correspondants fussent aptes en même temps à comprendre les intentions du travail et à interroger d'une manière aussi objective que possible. En fait, l'examen de la liste des correspondants réguliers ou occasionnels qui ont été

utilisés pour les différentes enquêtes fait apparaître une majorité d'universitaires, instituteurs et professeurs, avec des proportions sensibles d'ecclésiastiques, de postiers, de commerçants et d'ouvriers qualifiés. Ajoutons que beaucoup de nos correspondants avaient déjà fait leur expérience à l'occasion d'autres enquêtes scientifiques dans des domaines différents. L'analyse des résultats au point de vue du travail des correspondants a montré que, dans l'ensemble, ceux-ci enquêtèrent d'une manière homogène et satisfaisante. Les quelques négligences individuelles qui purent être relevées, dues surtout à l'inobservation des instructions, eurent pour résultat de faire écarter certaines réponses dans le dépouillement des enquêtes.

Simultanément avec l'organisation de l'équipe des correspondants, on construisit un plan général d'enquête. Pour établir l'opinion du public d'un pays sur une question déterminée, le procédé théoriquement le plus simple consisterait à recenser les réponses de la totalité des habitants. S'il avait fallu organiser des referendums sur toutes les questions qu'on voulait étudier, les difficultés de toutes sortes qu'aurait entraînées une telle entreprise auraient instantanément arrêté toute recherche. Mais il est possible d'utiliser un raccourci, apportant une approximation suffisante, si l'on arrive à réaliser une image de la population raisonnablement exacte, à une échelle assez réduite pour rester dans le domaine des possibilités de la pratique, assez grande toutefois pour que les risques d'erreurs soient suffisamment limités. Le plan d'enquête constitué dans ce but s'efforçait d'obtenir une image approximative du public par un choix convenable des sujets au point de vue de la localisation géographique, du sexe, de l'âge, de la profession, etc. Les proportions réelles de ces catégories sont connues par les recensements officiels. La connaissance de ces caractéristiques, civiles et sociales, des sujets enquêtés, données, en l'absence de tout nom ou adresse, par les correspondants, a permis ultérieurement une étude de la

détermination des opinions par certains facteurs externes.

Les questions posées au cours des enquêtes furent de nature essentiellement variable. La plupart eurent trait aux problèmes politiques, économiques, sociaux, qui étaient d'actualité au moment de l'enquête. Certaines questions furent répétées plusieurs fois au cours d'enquêtes successives, soit sous la même forme, soit sous des formes sensiblement équivalentes, dans le dessein de suivre l'évolution des opinions. Il n'est pas nécessaire qu'on insiste sur ce point. On ne se propose pas ici d'étudier les opinions dans leur contenu, mais seulement dans leur forme. Il y a lieu au contraire de donner quelques indications sur la manière dont les questions furent choisies et formulées. Deux dangers sont à craindre, dans une enquête d'opinion, au point de vue du choix des questions. Le premier est d'attirer des réponses improvisées sur des problèmes auxquels les sujets n'ont jamais encore réfléchi, sur lesquels ils n'ont pas d'opinions véritables, en dehors de la conversation avec l'enquêteur. Le second est d'attirer, par des formulations volontairement ou involontairement tendancieuses de la question, des réponses différentes de la véritable opinion du sujet. Le premier écueil sera évité très simplement si l'on se tient au courant de l'actualité. Pour faire face à la seconde difficulté, les questions doivent être soigneusement étudiées, soit préalablement à l'enquête, soit au cours de l'enquête elle-même. Ainsi, dans une étude préparatoire, opérée avec des sujets connus, on recherchera quelle est l'ambiguïté des formules, quelle est leur pertinence, quelle est enfin leur tendance à induire des réponses dans un certain sens. En cours d'enquête, il est bon de préparer deux questionnaires paraissant équivalents, répartis entre les différents correspondants, à l'insu les uns des autres. Les réponses sont ensuite comparées. Si les résultats sont analogues, c'est-à-dire si les réponses obtenues au moyen d'une forme de questionnaire sont réparties de la même manière que celles qu'on aura obtenues par le

moyen d'un questionnaire formulé différemment, on pourra conclure légitimement que la forme des questions a été sans effet apparent sur les réponses. Telles sont les règles les plus importantes dont nous nous sommes inspiré pour le choix et la rédaction de nos questionnaires d'enquête.

Pour un certain nombre de raisons d'ordre surtout pratique, on n'utilise pour le présent travail que les résultats obtenus au cours de la troisième et de la quatrième enquêtes, effectuées respectivement aux mois de décembre 1938 et février 1939. Ce ne sont pas ces enquêtes qui ont porté sur le plus grand nombre de sujets. Ce ne sont pas celles qui ont comporté le plus grand nombre de questions. Ce ne sont peut-être même pas celles qui, dans l'ensemble, ont été effectuées par les correspondants avec le plus de soin. En fait, un nombre assez important de bulletins de réponses ont dû être écartés, comme incomplets. On pourrait donc s'étonner qu'elles aient été choisies comme matériel pour cette étude. Mais, d'abord, il se trouve que ce sont deux enquêtes successives très comparables dans leur texture. Les nombres de sujets sur lesquels elles ont porté sont de même ordre. Ces nombres ne sont ni trop petits pour faire perdre toute signification à l'analyse, ni trop grands pour rendre celle-ci excessivement laborieuse. Les questions s'y trouvent dosées, dans les différents domaines d'opinions, d'une manière analogue. Enfin l'une et l'autre comportent une étude de la popularité de certains personages publics, qu'il était intéressant d'analyser. Ce sont principalement ces raisons qui se sont trouvées converger, pour déterminer notre choix. La première de ces deux enquêtes sera désormais appelée « expérience I », et la deuxième, « expérience II ».

Ce que fut le détail des questions de ces deux enquêtes, il paraît superflu de l'exposer ici. Les problèmes d'actualité qui pouvaient agiter les esprits en 1938-1939 ont bien perdu de leur intérêt. Il n'est même pas sûr qu'ils aient laissé des traces dans les mémoires, encore bien moins

qu'ils conservent une valeur historique. Les controverses sur la représentation proportionnelle ou sur les décrets-lois financiers de l'automne 1938, sont certainement sorties du cycle des préoccupations du lecteur. En serait-il autrement que ce serait de peu de prix pour les intentions de ce travail. On ne cherche nullement à faire le point de certaines situations historiques. Notre dessein, disons-le une fois pour toutes, est essentiellement formel, comme doit l'être assurément celui de toute science psychosociale. On recherche essentiellement les caractères des phénomènes d'opinions. Dès lors, n'importe quelle situation historique sera bonne, pourvu qu'elle offre une matière convenable pour l'analyse. En revanche, il n'est pas inutile de signaler que les questions posées au cours des deux enquêtes appartenaient à deux types différents. Les unes, six dans l'enquête I, sept dans l'enquête II, appelaient seulement une réaction affirmative ou une réaction négative. Comme nous avons distingué la réaction forte de la réaction faible, et en outre compté à part les réponses des indécis, des ignorants, et les refus de répondre, nous avons donc obtenu cinq sortes de réponses à chacune de ces questions. La dernière question de chaque enquête proposait aux sujets un choix entre six personnalités, qu'une enquête préalable avait montrées être les plus fréquentes dans les préoccupations du public. On demandait aux sujets d'établir entre ces personnalités un ordre de préférence décroissante. Chacune d'entre elles pouvait par conséquent obtenir tous les rangs de 1 à 6 dans les réponses de chaque sujet. La septième question de l'enquête I et la huitième de l'enquête II appelaient donc chacune en réalité six réponses. Ces six réponses dans chaque enquête ont été, bien entendu étudiées à part.

### (3) Nature des données expérimentales

La diversité des sujets atteints et des questions posées rend possibles de nombreuses comparaisons. L'opinion d'un sujet considéré isolément sur une seule question, ne présente guère de signification. Il faut se souvenir de deux faits importants. D'abord, une opinion isolée n'a pas grande portée par rapport à la personnalité d'un sujet. Comme toute action, et vraisemblablement davantage même qu'une action matérielle, une réaction d'opinion n'exprime pas adéquatement la personnalité d'un sujet. De même qu'un sauteur accomplissant une série de sauts réalise des performances qui sont tantôt inférieures, tantôt supérieures à ses capacités normales, de même un sujet, interrogé sur une question d'opinion, donne une réponse qui tantôt dépasse, tantôt ferait sous-estimer ce qu'on est convenu d'appeler sa pensée personnelle. Il y a, à ce fait, de nombreuses raisons. L'humeur particulière du moment, l'attitude à l'égard de l'enquêteur, une certaine maladresse dans l'usage du langage, qui possède comme une sorte d'inertie d'ordre à la fois corporel et psychologique, le caractère bien souvent improvisé de la réponse, enfin l'indétermination réelle de la pensée dans beaucoup de circonstances, peuvent être cités parmi les causes qui tendent à faire fluctuer les réponses autour de ce qu'on peut légitimement considérer comme la position d'opinion propre du sujet. C'est pourquoi un ensemble de réponses simultanées d'un sujet à un ensemble de questions aura des chances de l'exprimer beaucoup mieux. A ce premier fait s'en ajoute un second, qui n'a pas moins d'importance. Le sujet n'est pas le seul à se prononcer sur le problème d'opinion proposé, et il le sait. Plus ou moins sa réponse est établie par rapport aux opinions, réelles ou supposées par lui, des autres sujets qui l'environnent. Sa pensée n'est pas entièrement indépendante. Elle est, au moins dans une certaine mesure, fonction des opinions d'autrui. Opiner,

c'est pour lui se situer socialement, par rapport à son groupe et par rapport aux groupes externes. Il est donc non seulement légitime, mais recommandable, d'interpréter la signification de son opinion en la rapportant à l'opinion commune. La méthode qui consiste à étudier les opinions, en réunissant les réponses de nombreux sujets à de nombreuses questions, paraît ainsi mieux adaptée à la nature du phénomène, que la méthode biographique, par exemple, utilisée toute seule.

Ces avantages ont, il est vrai, leur rançon. S'il avait été possible de faire recueillir, par un enquêteur unique, travaillant d'une façon parfaite, les réponses de la totalité de la population sur la totalité des problèmes d'opinions, en distinguant la totalité des nuances de réponses possibles, les données présentées à l'analyse eussent été parfaitement satisfaisantes. On est resté très loin de cet idéal. Le simple énoncé de ce programme rend d'ailleurs sensible qu'il est, quelle que soit la puissance des moyens dont on dispose, pratiquement irréalisable, non seulement par son étendue, mais même par ses contradictions internes. Une même personne ne saurait enquêter, dans un temps limité, qu'un nombre très limité de sujets. Tous les sujets ne seront pas disposés à se prêter à une telle étude, qui apparaît à beaucoup, malgré les garanties d'anonymat offertes, passablement indiscrete. En outre, la population réelle que l'on trouve effectivement dans un pays à un moment donné apparaît, à la rigueur, comme un simple échantillon d'une population infinie et idéale, à la notion de quoi nous nous référons toujours plus ou moins consciemment quand nous pensons aux lois et aux conditions des opinions. Encore bien moins pouvons-nous préciser la notion de la totalité des problèmes d'opinions. Enfin le concept de la totalité des nuances de réponses est, non seulement hautement incommode pour la pratique de l'enquête et de l'analyse, mais il est encore contraire au fait qu'il existe des seuils différentiels dans l'appréciation des différences d'opinions.

C'est pourquoi les données expérimentales dont nous aurons à nous servir, doivent être considérées comme un ensemble de simples *échantillons* plus ou moins heureusement réunis, fluctuant d'une manière plus ou moins bien connue autour de ce qu'une philosophie réaliste appellerait la réalité de l'expérience. Nous ignorons de combien l'image de la population réelle des sujets, obtenue par nos échantillons, est fidèle ou déformée. Nous savons seulement que nous nous sommes efforcés de les faire choisir au hasard, c'est-à-dire d'éviter qu'il existe, par l'intermédiaire de nos correspondants, et par notre intermédiaire propre, un lien de dépendance entre eux. Nous ignorons la valeur de notre échantillonnage des questions, sachant seulement que nous avons tenté de réunir les questions d'actualité les plus populaires. Nous n'avons qu'une idée approximative et qualitative de la fidélité avec laquelle nos consignes de travail ont été respectées. Surtout nous ne nous dissimulons pas ce que le petit nombre de possibilités de réponses proposées aux sujets a d'arbitraire et de grossier, par rapport à la richesse en droit infinie des nuances de pensée. Certains d'ailleurs nous l'ont bien manifesté en protestant par leurs commentaires contre les limites qui étaient imposées à l'expression de leurs sentiments. Ajoutons que, bien qu'ayant de bonnes raisons de croire à la sincérité et même à la profondeur des réponses, dans la grande majorité des cas, nous ne nous dissimulons pas qu'un certain nombre doivent être suspectées d'insincérité, de superficialité et de conventionalité.

Cette imperfection des données, qui est d'ailleurs de règle dans toute recherche empirique, mais principalement dans le domaine des sciences humaines, fixe les limites d'une analyse qui voudra rester significative. Les données ne pourront être étudiées que dans leur ensemble, comme un ensemble. Il n'y aura pas lieu d'étudier isolément, sauf exception, ni les individus ni les questions. Et par conséquent la méthode d'analyse qui s'imposera sera celle de l'analyse statistique.

#### (4) L'instrument statistique

De même que la méthode pour recueillir les données indispensables avait été l'enquête, celle qui convient à l'analyse sera la méthode statistique. Mais si l'usage de la méthode statistique dans ce domaine est considéré comme allant de soi par la plupart des expérimentateurs, il soulève encore parfois des hésitations, des craintes, quand il ne suscite pas une condamnation préalable. Il est indispensable de bien comprendre à quelles nécessités il répond, en quoi consiste l'instrument statistique, quelle aide on peut en attendre.

La réunion de données expérimentales est une opération indispensable, d'ailleurs obscure autant que pénible. Elle n'est rien moins que suffisante. L'expérience ne parle pas toute seule. Non seulement il faut savoir lui poser les questions qui conviennent, mais il faut aussi en interpréter les réponses. Les résultats bruts de chacune de nos enquêtes se présentent initialement sous la forme d'un grand tableau, dont les colonnes seront par exemple destinées à représenter les individus qui ont été interrogés, tandis que les lignes représenteront les problèmes d'opinions évoqués au cours de l'enquête. Pour donner un sens aux innombrables cases de ce tableau, dont chacune représente une réponse individuelle à une question particulière, une logique de l'expérience est indispensable. La logique inductive classique est impuissante à nous guider dans cette analyse.

Les résultats de l'expérience ne deviendront intelligibles que si nous faisons apparaître des relations entre des groupes de données bien choisis. On se rappelle comment J. S. Mill raisonnait : s'il se trouve que deux groupes de phénomènes demeurent immuablement les mêmes, cependant que toutes les autres circonstances varient, c'est qu'il existe une relation entre les deux groupes de phénomènes. Si d'autre part les phénomènes d'un groupe disparaissent en même temps que les phénomènes d'un second groupe,

toutes les autres circonstances étant restées inchangées, c'est que les deux groupes sont liés par une relation. Si enfin, toutes choses égales d'ailleurs, les phénomènes appartenant à un groupe varient d'une certaine manière lorsque les phénomènes d'un autre groupe varient dans un sens déterminé, on peut également être sûr de l'existence d'une relation entre eux. Même sous cette forme très schématisée et très généralisée pour les rendre plus acceptables, il y aurait déjà lieu de discuter sur la validité des méthodes de concordance, de différence et des variations concomitantes, qui constituent l'essentiel de la logique inductive classique. Le seul reproche qu'on leur adressera, c'est que, dans le domaine où nous sommes placés, elles sont proprement inutilisables. Elles supposent en effet essentiellement qu'entre les phénomènes dégagés de l'observation, et qui présentent un intérêt, il existe une relation simple et bi-univoque. Que l'on considère par exemple la méthode des variations concomitantes. Supposons que nous voulions étudier l'effet de l'âge sur l'atypicalité des opinions (1). Les cotes d'atypicalité varient d'une manière numérique, et l'on peut non moins évidemment représenter l'âge par un nombre. Cet exemple paraît donc favorable à l'application de la méthode des variations concomitantes. Il suffira, en maintenant toutes les autres circonstances constantes, de faire varier par exemple l'âge, et de constater dans quel sens varient les cotes d'atypicalité. Seulement, si l'on prend l'expression « en maintenant toutes les autres circonstances constantes » dans son sens strict, aucune expérience n'est plus possible. Le principe des indiscernables est absolu. S'il y a des individus, c'est justement parce que l'on ne trouvera jamais deux êtres absolument identiques. Et nous ne sommes jamais capables de prévoir les effets qu'une différence biologique, psychologique ou sociologique, si minime soit-elle, peut avoir sur

(1) Voir chap. III, ci-dessous.

le comportement de deux êtres humains qu'on supposera, au moins théoriquement, identiques à tous autres égards. L'expression « en maintenant toutes les autres circonstances identiques » ne peut donc avoir qu'un sens assez vague. Elle signifie simplement qu'on s'efforcera d'éliminer l'effet des facteurs soupçonnés d'avoir une influence appréciable sur l'atypicalité. Or si maintenant on réalise une expérience du genre de celle que nous imaginons, les résultats seront extrêmement déconcertants. On s'apercevra peut-être que, dans certaines limites d'âges, en majorité les individus les plus atypiques sont aussi les plus vieux. Mais il y aura de nombreuses exceptions. Comment devrons-nous les interpréter ? En recherchant, selon la quatrième méthode de Mill, celle des résidus, les facteurs de perturbation ? Cette recherche risque de nous renvoyer à l'infini. Elle nous empêchera en tout état de cause, de tirer aucune conclusion, même provisoire, de l'observation présente. Nous ne saurons pas quelle portée accorder aux éléments positifs de notre expérience. Une même analyse critique pourrait aussi bien être entreprise au sujet des deux autres méthodes de l'induction classique. Elles relèvent toutes d'une philosophie réaliste, fort dangereuse dans le domaine de l'esprit. Pratiquement, elles conduiront à conclure qu'aucune expérience ne permet d'établir définitivement une relation.

On s'avisera peut-être alors qu'on a eu tort de comparer les différents cas individuellement. Il faut, pensera-t-on, considérer seulement des groupes de résultats. Par exemple, on recherchera quelle est en moyenne l'atypicalité des hommes âgés de vingt à vingt-cinq ans, et on la comparera à l'atypicalité moyenne des hommes de vingt-cinq à trente ans, de trente à trente-cinq, etc. Si l'on trouve que ces moyennes augmentent, on conclura que, dans l'ensemble, il apparaît que l'atypicalité augmente avec l'âge (1). On

(1) Cette méthode est par exemple celle qu'utilise Heymans. Cf. sa *Psychologie des femmes*, trad. R. Le Senne, Paris, Alcan, 1925.

sera ainsi amené à substituer la considération des ensembles à celle des cas individuels. On remplacera les valeurs observées par leurs moyennes. La moyenne est déjà une notion statistique. En un certain sens, la logique inductive classique aura fait place à la statistique (1). Cependant, une telle méthode est encore bien grossière. Puisque notre exemple nous a conduits à considérer des comparaisons de moyennes, demandons-nous ce que signifient les différences que l'on peut être amené à observer entre les moyennes. Déjà, à cause de l'imperfection de toute procédure d'observation expérimentale, deux objets identiques donneront lieu à des observations légèrement différentes. Si l'on fait les moyennes de deux groupes de phénomènes réellement très différents, dans le calcul de chaque moyenne, les petites erreurs opératoires doivent tendre à se compenser, et à correspondre à ce qu'on appellera la vraie valeur. La différence entre les moyennes devra par conséquent être une quantité relativement importante en comparaison de la valeur absolue de chaque moyenne. Réciproquement, une différence importante entre deux moyennes indiquera qu'il y a des chances pour que les phénomènes qu'elles représentent soient réellement différents. Mais que faudra-t-il conclure si la différence est faible relativement à la valeur des deux moyennes ? Nous n'avons jusqu'ici aucune méthode pour en décider. Nous ne pouvons même pas dire avec précision quel sens nous attachons à l'expression « une différence forte ou faible relativement ». Nous sommes restés dans le domaine de la pensée vague.

L'instrument statistique nous apporte cette méthode indispensable à l'analyse de l'expérience. Non seulement il nous munit de règles pour décider quand une différence

(1) Les statisticiens définissent parfois leur instrument comme une méthode « basée sur l'étude des ensembles ou des masses », comme l'analyse « des collectivités de faits, autrement dit des faits pris en masse ». Cf. A. Julin, *Précis du cours de statistique générale et appliquée*, Paris, Rivière, 6<sup>e</sup> éd., 1932, p. 11.  
— L. March, *Les Principes de la méthode statistique*, Paris, Alcan, 1930, p. 16.

doit être considérée comme forte ou faible, quand une valeur d'observation, d'une manière générale, doit être considérée comme *significative* ; mais encore la statistique reprend les choses de plus haut, elle construit la théorie des données d'expérience. S'il fallait limiter les conclusions aux conditions précises dans lesquelles la recherche expérimentale a été entreprise, l'étude aurait bien peu d'intérêt. En réalité, on sous-entend toujours plus ou moins que les conclusions présentent une portée générale, qu'elles doivent pouvoir être étendues à de nombreux cas analogues à celui qui a été étudié. Mieux encore, implicitement ou explicitement, on veut dire que si l'on recommençait une fois, deux fois, dix fois l'expérience, il est vraisemblable que les résultats ne seraient pas très différents de ceux qui ont été obtenus une première fois. Ainsi, les cas étudiés effectivement sont considérés comme de simples *échantillons* de la population infinie des cas que l'on pourrait en droit étudier. Et non seulement les cas individuels sont des échantillons. Mais l'ensemble de ces cas, l'observation tout entière qui a été réalisée, apparaît elle-même comme un échantillon des innombrables expériences qui pourraient être réalisées en droit. La statistique, vue sous ce jour, apparaît ainsi comme la véritable logique inductive. Elle donne des règles pour apprécier la *signification* d'une expérience. En d'autres termes elle évalue la légitimité d'une généralisation à partir d'une observation qui a porté sur un nombre déterminé de cas, et dans des conditions déterminées.

On peut, à partir de là, préciser la nature des propositions autorisées par l'analyse statistique. Au point de vue où nous nous sommes placés, on peut distinguer essentiellement trois genres de vérités. Le premier genre sera celui dont la connaissance vulgaire nous offre le type. A ce niveau, le vrai s'oppose au faux, et un troisième terme est impossible. Ainsi, il est vrai ou il est faux qu'il pleut à cette minute en ce lieu. La logique classique n'a guère

connu que ce genre de vérité. Mais la pratique de la science expérimentale a familiarisé l'esprit avec un autre genre de vérité, la vérité approchée. Quelque perfectionné que soit le thermomètre dont je me sers, je ne puis déterminer la température de cette pièce qu'à une fraction déterminée de degré près. Ou, plus exactement, pour déterminer la température de cette pièce, je ferai un certain nombre d'observations en différents points, et je retiendrai la moyenne de ces observations, en disant qu'elle représente, avec une approximation que je préciserai, la température de la pièce. Mais déjà avec cet exemple, et beaucoup plus encore quand il s'agira d'un nombre d'observations infime par rapport à toutes les observations possibles en droit, on verra apparaître la notion d'une vérité d'un troisième type : c'est celle d'une proposition qui nous apporte un certain nombre de chances qu'une certaine dimension d'erreurs ne soit pas dépassée. Nous appellerons cette vérité une vérité statistique.

L'intuition laisse pressentir, et le calcul des probabilités confirme que la précision des résultats d'une expérience (c'est-à-dire la probabilité qu'une certaine dimension d'erreur ne soit pas dépassée) est une fonction (plus ou moins compliquée) du nombre des cas observés dans l'expérience, ou, d'une manière plus générale, de la puissance des moyens employés. Il tombe sous le sens qu'en dépensant plus de temps, plus d'argent, en utilisant un personnel plus nombreux, on devra améliorer presque indéfiniment la qualité d'une expérience. Mais une telle manière d'envisager la question est toute théorique. Dans la pratique, on ne dispose jamais que de moyens limités. Faudrait-il donc, découragés par l'imperfection prévisible des résultats, renoncer d'avance à toute recherche ? Les faits montrent que ce retour sur soi-même, familier à tout expérimentateur doué d'un peu d'esprit critique, n'a jamais arrêté personne. Il devra seulement, s'il veut opérer d'une manière rationnelle, rechercher la solution d'un double

problème : étant donné les ressources dont il dispose, comment doit-il constituer le plan de sa recherche pour tirer le maximum de ces ressources ; ensuite, une fois les résultats obtenus, comment devra-t-il les analyser pour en extraire toute l'information qu'ils contiennent. La statistique est la science qui a la tâche de résoudre ce double problème.

Il fallait donc bien que l'analyse de nos données expérimentales fût une analyse statistique. En ce qui concerne les techniques particulières, nous avons utilisé celles qui sont à la disposition du chercheur expérimental, et qui sont les plus habituellement utilisées pour résoudre des problèmes analogues à ceux que nous nous posons. Nous n'avions ni le dessein ni la compétence requise pour innover dans cette science difficile. Notre intention, on s'en souviendra, est du domaine de la science psychosociale, et non de la science statistique. Nous n'avons fait appel à la statistique que comme à un instrument. Il nous paraît que les principaux instruments statistiques utilisés, système de courbes de fréquences de Pearson, épreuves de signification de Pearson, de Student et de Fisher, analyse factorielle de Thurstone, peuvent être considérés à l'heure où nous écrivons, sinon comme les plus légitimes absolument, du moins comme ceux qui joignent le plus de valeur théorique à l'efficacité pratique la plus grande. Nous devons d'ailleurs ajouter que le choix des problèmes auquel nous nous sommes arrêté, après un nombre beaucoup plus grand de tentatives moins fructueuses, a été conditionné en partie par les possibilités que nous offraient la statistique contemporaine.

### (5) Les problèmes étudiés

Nous avons limité dans ce travail notre étude à trois problèmes seulement : la distribution des opinions, le trait d'atypicalité, les types psychosociaux relatifs aux opinions.

Chacune de ces questions occupe une place non négligeable dans la théorie des opinions. Mais ils ne sont pas les seuls à se poser, ni les seuls dont on puisse attendre la solution par une analyse de données analogues à celles que nous avons réunies. Ces problèmes qui n'ont pas été traités ici, mériteraient d'abord un mot de commentaire.

En premier lieu, tout un ensemble de questions se rattache au problème des attitudes profondes. Un questionnaire d'opinions est essentiellement conditionné par la matière de l'actualité. C'est dans l'actualité que nous sommes allés chercher nos questions. Notre raison était, nous le rappelons, que, si l'on veut éviter des réponses absolument improvisées, à la fois trop rationalisées et engageant trop peu la personnalité des sujets, il convient d'évoquer des problèmes sur lesquels les sujets ont déjà des opinions toutes préparées. L'enquête doit révéler les opinions, et non pas les créer. Or il est à prévoir que ces réponses ne sont pas toutes indépendantes psychologiquement. Au contraire, il est vraisemblable que les sujets aperçoivent des liaisons entre les différentes questions d'actualité et qu'il existe entre leurs réponses des relations de logique soit rationnelle, soit affective. Une analyse des réponses à ce point de vue devrait donc faire apparaître ces liens, elle dégagerait les diverses attitudes profondes qui ont pu inspirer les réponses. Méthodologiquement, cette analyse consisterait à rechercher quelles sont les corrélations entre les réponses aux différentes questions du questionnaire, et ensuite à trouver, à partir du tableau des corrélations, les facteurs qui les expliquent.

Les différents facteurs trouvés indiqueraient ainsi l'existence d'autant d'attitudes ayant joué un rôle dans la production des réponses. L'analyse établirait quelles sont les attitudes qui étaient éveillées par chaque question et si celle-ci mettait en jeu d'une manière forte ou faible chaque attitude. Des informations beaucoup plus générales seraient donc tirées de l'enquête. Au lieu de connaître

simplement la répartition des genres de réponses à chaque question d'actualité, on saurait comment les différentes attitudes sont répandues dans le public étudié.

Cette analyse serait d'ailleurs le point de départ pour l'étude de plusieurs autres problèmes intéressants. Ainsi, pour chaque question, les différentes nuances de réponses, au lieu d'être appréciées à un seul point de vue, pourraient être comparées au point de vue des différentes attitudes évoquées par la question. On pourrait également représenter, d'une manière plus synthétique, l'ensemble des réponses d'un sujet par un ensemble de cotes composites exprimant l'intensité relative de ses différentes attitudes. Enfin, connaissant les réponses d'un sujet à une partie seulement des questions posées, on pourrait prévoir les réponses qu'il aurait faites à des questions auxquelles il n'a pas effectivement répondu : perspective précieuse pour l'étude des individus réticents, qui n'acceptent de répondre qu'à une partie seulement du questionnaire proposé au cours de l'enquête.

Nous avons dû renoncer à cette étude parce que, essentiellement, il nous a paru que l'établissement des corrélations entre les différentes questions n'aurait pas été suffisamment légitime. En stricte théorie, la corrélation n'est possible qu'entre des éléments dont la distribution est rigoureusement normale. En fait, les données expérimentales ne se distribuent jamais d'une manière absolument normale. On peut admettre pratiquement que la corrélation conserve un sens lorsque l'écart par rapport à la normalité n'est pas trop considérable. Mais ce n'était pas le cas de la plupart des données dont nous disposions. On s'en rend compte, d'ailleurs, au deuxième chapitre de ce travail. Nous avons finalement abandonné l'espoir d'aborder cette étude à partir des résultats de nos enquêtes. Nous nous proposons de la reprendre quand nous aurons réuni un matériel convenable.

Une autre recherche à laquelle il ne nous a pas été

permis de penser, aurait été celle de la stabilité /des opinions au cours des différentes enquêtes. On eût aimé pouvoir apprécier, avec quelque précision, la variabilité des opinions au cours de la période étudiée, et peut-être dégager le sens de l'évolution. Mais, d'un côté, l'anonymat des réponses, dont nous nous étions fait une règle, rendait impossible de suivre individuellement les réactions d'un nombre suffisant de sujets. D'un autre côté, l'appréciation précise des changements d'opinions dans le groupe pris comme un ensemble, était gênée par le fait que l'évolution même des problèmes d'actualité aurait rendu arbitraires les comparaisons.

Enfin, il n'a pas davantage été possible d'utiliser les données pour une étude de l'effet des déterminations individuelles sur les opinions. Le plan d'une étude de ce genre est tout différent de celui qui a été adopté. Il suppose qu'on dosera les différents facteurs présumés, de façon à obtenir une répartition uniforme de ces facteurs. Au contraire, le plan des enquêtes dont les données font l'objet de cette étude, a été conçu de manière que ces facteurs soient distribués sensiblement comme ils le sont dans le pays. En conséquence, certaines catégories sociales se sont trouvées représentées en proportion beaucoup plus importantes que d'autres. Les différents artifices à l'aide desquels on a cherché à contourner cette difficulté, n'ont pas apporté les résultats escomptés. Il a donc fallu renoncer également à cette étude.

Finalement, nous nous en sommes tenu aux trois problèmes cités plus haut. Ils touchent d'ailleurs des points de première importance. Le problème des formes de distribution des opinions concerne directement un principe qui joue dans la théorie un rôle essentiel. Si la nature des opinions est double, comme on a des raisons théoriques de le penser, on devra pouvoir reconnaître sans équivoque la nature d'une distribution offerte par l'expérience. On verra que cette étude nous a conduit principalement à des

recherches méthodologiques. L'étude de l'atypicalité, qui est abordée ensuite, nous entraînera à poser le problème beaucoup plus général de la détermination des traits d'opinions, et celui, non moins central, de l'étendue de ce trait. Nous serons ainsi amenés à admettre l'existence de traits mal définis dans un groupe psychosociologique considéré dans son ensemble, et suffisamment stables cependant si l'on examine le comportement des sujets extrêmes. Cette étude, limitée dans son objet initial, ouvrira ainsi des perspectives un peu inattendues sur la conception de l'individualité. Enfin, le chapitre IV, dans lequel on essaye d'obtenir objectivement une comparaison simultanée des différents individus appartenant à un groupe expérimental, nous révélera la nature pluridimensionnelle des caractéristiques personnelles, et il montrera que l'intuition ne suffit plus pour concevoir rationnellement la personnalité, au point de vue de la psychologie sociale objective. On sera conduit à envisager la possibilité de construire des schémas géométriques, capables de représenter simultanément les caractéristiques personnelles des individus soumis à un ensemble de tests. Ces schémas, essentiellement explicatifs, rendent possible la conception d'une science de l'Homme, indépendante de la doctrine des facultés, sous quelque forme que ce soit.

Les résultats obtenus paraîtront sans doute justifier les efforts des différents collaborateurs qui nous ont aidé dans ce travail. Mais il est certain que cette contribution est loin d'épuiser le sujet, et qu'un domaine immense reste à explorer dans le champ de l'étude expérimentale des opinions.

## CHAPITRE II

### ÉTUDE DE QUELQUES DISTRIBUTIONS D'OPINIONS

- (1) Notions fondamentales. — (2) Le problème et les données. — (3) Essai d'une méthode *a posteriori*. — (4) Essai d'une méthode *a priori*. — (5) La distribution des opinions.

#### (1) Notions fondamentales

Nous avons indiqué ailleurs (1) la place de l'idée de distribution dans une théorie des opinions. Nous nous contenterons de rappeler ici quelques notions fondamentales, concernant les distributions, les courbes théoriques, et les épreuves d'ajustement.

La notion de distribution est l'une des plus primitives et des plus familières de la statistique. Supposons qu'on ait toisé un millier d'individus. On aura très probablement trouvé des tailles variables, se répartissant par exemple de 1,5 m. à 2 m. Si l'on partage l'intervalle total de variation en intervalles élémentaires, par exemple de centimètre en centimètre, on disposera de cinquante intervalles élémentaires. Il peut être intéressant d'étudier comment les mesures dans la population toisée se répartissent entre ces cinquante intervalles. Nous appellerons fréquence le nombre des individus dont la taille tombe à l'intérieur d'un intervalle élémentaire. Il pourrait se faire que les tailles fussent réparties également dans tous les intervalles. Ainsi, on aurait vingt individus ayant une taille comprise entre 1,500 m. et 1,509 m., vingt individus entre

(1) *Théorie des opinions*, II<sup>e</sup> Partie.

1,510 m. et 1,519 m., etc. Il se pourrait aussi que les mille individus eussent tous la même taille, par exemple une taille comprise entre 1,750 m. et 1,759 m. Mais il est beaucoup plus vraisemblable que les tailles seront réparties inégalement, par exemple qu'on trouvera des fréquences faibles dans les intervalles des tailles très petites et très grandes, des fréquences très fortes dans les intervalles des tailles moyennes. D'une manière encore assez vague, nous appellerons « distribution » la répartition des fréquences entre les différents intervalles de tailles.

Écrivons le tableau de cette distribution. Nous porterons d'un côté les intervalles croissants des tailles, et, en regard, les fréquences des individus ayant présenté des tailles comprises dans ces intervalles. Nous aurons ainsi un « tableau de distribution » des tailles dans la population étudiée. Pour représenter visuellement et synthétiquement cette répartition, nous imaginerons un graphique. Sur une droite parallèle à la largeur de la feuille de papier (axe des abscisses), nous porterons à partir d'une origine convenablement choisie (par exemple la taille la plus faible observée) des longueurs représentant les intervalles des tailles. Sur une direction perpendiculaire à la première (axe des ordonnées) seront inscrites les fréquences, en commençant par exemple à zéro. Nous construirons sur chaque intervalle pris pour base, un petit rectangle, dont la hauteur sera proportionnelle à la fréquence des individus tombant dans cet intervalle. Cette hauteur sera immédiatement déterminée à l'aide des indications portées sur l'axe des fréquences (ordonnées). Il est clair que la surface de chaque rectangle est elle-même proportionnelle à la fréquence des individus dans l'intervalle de base. L'ensemble de la figure constituera une sorte de polygone en escalier, qu'on appellera l'« histogramme » de la distribution. La somme des aires des rectangles, c'est-à-dire l'aire totale de l'histogramme, représentera le nombre des individus étudiés. L'aire comprise entre l'origine jusqu'à une abscisse quel-

conque  $t$  représentera le nombre des individus ayant une taille inférieure à  $t$ .

En supposant (ce qui n'est pas entièrement légitime, car la taille n'est plus définie au-dessus d'une certaine précision, ou si l'on préfère au delà d'une certaine approximation) que l'on puisse donner un sens à tous les points de l'axe des tailles, et aussi que l'on puisse réunir un nombre indéfini d'opérations de mesure, on pourra considérer l'histogramme comme une représentation approchée de la « courbe » de la distribution. Cette courbe serait obtenue si l'on disposait, sur l'axe des tailles, la population infinie des tailles, et si l'on portait en ordonnées les fréquences correspondantes dans la population infinie des individus. Alors chaque rectangle de l'histogramme se réduirait à une droite, chaque degré du polygone en escalier à un point, et l'histogramme lui-même dessinerait, par cet ensemble de points, une courbe, la courbe de la distribution. En fait, les points expérimentaux sont toujours discontinus. L'histogramme tend seulement vers la courbe, qui est ainsi seulement une courbe théorique. On appellera « équation de la distribution » l'équation de la courbe théorique vers laquelle tend l'histogramme.

On se représente aisément la transposition qui peut être faite de l'exemple précédent au domaine des opinions. De même qu'on peut toiser un individu, il est possible, moyennant une technique appropriée, d'« évaluer » son opinion sur une question déterminée. Si l'on soumet un ensemble d'individus à une épreuve d'opinions, on pourra établir un tableau de distribution en écrivant, en regard des « cotes » d'opinions possibles ou observées, les fréquences des individus tombant dans les intervalles de cotes. A partir de là, on pourra construire un polygone de fréquences ou histogramme, et considérer celui-ci comme tendant vers une courbe, ayant elle-même son équation. La détermination de ces éléments constituera l'analyse statistique d'une distribution expérimentale d'opinions.

Mais avant d'aborder directement des analyses de cette nature, deux observations doivent encore être présentées.

D'abord, on demandera quel intérêt il peut y avoir à procéder à ces analyses. Les données expérimentales n'offrent-elles pas par elles-mêmes un intérêt suffisant ? N'entreprend-on pas un travail considérable (on verra bientôt combien l'analyse d'une distribution est laborieuse) pour une maigre satisfaction intellectuelle ? Ainsi, déjà en ce qui concerne l'étude des tailles d'une population, quelle utilité y a-t-il de chercher à dépasser les données du tableau de mesures ? La réponse qu'aurait certainement donnée à cette question un Galton ou un Bertillon, c'est qu'il convient de rechercher des lois. Les faits bruts sont inintelligibles. D'avance nous postulons que la distribution des tailles n'est pas quelconque. Ce que recherche l'analyse statistique, c'est sa loi. Dans le domaine qui nous occupe, celui des opinions, nous pensons que la distribution des opinions obéit à des lois, une théorie a été échaufaudée pour rendre compte de ces lois hypothétiques. Nous voulons vérifier ces lois au contact de l'expérience. L'analyse des distributions statistiques complète naturellement la théorie des opinions.

D'un autre côté, il ne faut pas se dissimuler que les différentes notions exposées précédemment soulèvent des difficultés assez considérables. Les fréquences se définissent d'une manière extrêmement simple. Mais il n'en est pas de même des unités constituant les intervalles entre lesquels on répartira les fréquences. Nous avons vu que la taille n'est définie que d'une manière assez approximative. Les distributions d'opinions nous placent dans une situation encore plus défavorisée. Si la mesure de la taille d'un individu qui passe sous la toise est une opération très naturelle, la détermination d'une cote d'opinion a incontestablement quelque chose d'artificiel. La signification des cotes utilisées devra faire l'objet d'une critique rigoureuse. — Mais le problème le plus grave est celui de la déter-

mination de la courbe spécifique et de l'équation qui la représente analytiquement. Les données expérimentales sont toujours en nombre fini, et même très limité. Les points dont on part pour déterminer la courbe — et qui sont les milieux des côtés supérieurs des rectangles constituant l'histogramme — sont discontinus. Or, par un nombre fini de points, il est possible de faire passer une infinité de courbes. Comment sera-t-il permis de parler de la courbe ou de l'équation de la distribution ? Il faudra un principe extrinsèque de choix, une hypothèse sur l'allure de la distribution à analyser. Et il s'agira en même temps, comme le dit Darmois (1) « de donner une représentation analytique, *aussi simple que possible...*, qui se rapproche *autant que possible* de la loi empirique de distribution ». On arrive ainsi au problème de l'« ajustement » des courbes de fréquences au matériel fourni par l'observation.

Pour se représenter les choses d'une manière d'abord assez vague, on dira qu'une courbe s'ajuste d'autant mieux à une distribution expérimentale, que les discordances entre la courbe et l'histogramme sont plus faibles. L'expérience donne la fréquence  $F$  des individus tombant dans un intervalle. C'est l'ordonnée commune correspondant à toutes les abscisses de l'intervalle, et notamment celle qui correspond au milieu de cet intervalle. Or, connaissant la courbe, c'est-à-dire son équation, il est théoriquement très facile de calculer l'ordonnée correspondante  $F'$  de la courbe. La différence  $F' - F$ , ou mieux la fraction

$$\frac{(F' - F)^2}{F'}$$

est d'autant plus petite que l'ajustement dans cet intervalle est meilleur. La somme de ces fractions est elle-même d'autant plus petite que la courbe dans son ensemble s'ajuste mieux à la distribution expérimentale.

(1) *Statistique mathématique*, Paris, Doin, 1928, p. 101.

Mais on peut préciser davantage. Pour bien se représenter la nature de ce qu'on nomme une « épreuve d'ajustement », il convient de se rappeler que l'étude expérimentale n'a pas consisté seulement à prendre dans la population indéfinie des individus un certain nombre d'échantillons. Elle n'est elle-même qu'un *échantillon*, parmi un nombre indéfini d'autres études expérimentales qui auraient pu être réalisées. Si on avait procédé à toutes ces études, il est vraisemblable que les distributions auxquelles elles auraient conduit, auraient toutes différé les unes des autres, plus ou moins. Les sommes des fractions dont nous venons de parler, et que l'on représente par le symbole  $\chi^2$ , auraient également été différentes. — Supposons maintenant que la courbe que nous avons adoptée pour représenter la distribution trouvée, soit bien la « vraie » courbe. On peut étudier la distribution des valeurs de  $\chi^2$  dans les différents échantillons d'études possibles. Certaines valeurs de  $\chi^2$  — les plus faibles — sont très fréquentes, et par suite très probables. D'autres sont très rares, par suite très peu probables. La probabilité de  $\chi^2$  est une fonction de la valeur de  $\chi^2$ , et cette fonction est connue. Étant donné un  $\chi^2$ , on aura donc immédiatement, en se reportant à une table de  $\chi^2$ , la probabilité  $p$  qui lui correspond. Ce nombre  $p$  indique le nombre d'études expérimentales qui présenteraient des distributions s'écartant autant ou plus que la distribution considérée, de la distribution théorique donnée par la courbe, à supposer que la « vraie » courbe soit bien celle qui a été adoptée. En d'autres termes, l'épreuve d'ajustement fait connaître, sous la forme d'une probabilité, la confiance qu'on peut attribuer à l'affirmation que la courbe correspond bien à la distribution expérimentale considérée. En principe, plus  $p$  est grand, plus grande doit être notre confiance. On admet généralement, à la suite de Fisher (1) que « si  $p$  se trouve compris entre 0,9

(1) *Statistical methods for research workers*, § 20, 6<sup>e</sup> éd., p. 83.

et 0,1, il n'y a pas de raisons de suspecter l'hypothèse mise à l'épreuve. Si  $p$  est inférieur à 0,02, il y a une forte indication que l'hypothèse ne rend pas compte de l'ensemble des résultats ». *On peut considérer l'hypothèse comme suspecte si  $p$  est inférieur à 0,05.* L'épreuve de  $\chi^2$  est donc le terme statistique de l'analyse des distributions expérimentales.

## (2) Le problème et les données

L'analyse statistique des distributions expérimentales d'opinions a pour but de soumettre à l'épreuve des faits certaines hypothèses concernant les distributions d'opinions en général. Le moment est venu d'exposer la nature de ces hypothèses.

L'analyse réflexive du phénomène psychosocial des opinions montre qu'il peut se présenter sous deux formes totalement différentes. Ou bien les sujets se déterminent d'une manière purement individuelle. Chacun est conduit à son opinion par un processus qui lui est propre, réflexions ou tendances, assimilation de ses expériences, différenciation des motifs, édification d'une philosophie personnelle de la vie, pour prendre quelques exemples. Ou bien, les sujets opinent en corps, se comportant en membres du groupe social, envisageant la question sous le même angle, obéissant plus ou moins obscurément aux mots d'ordre, aux consignes qui flottent plus ou moins explicitement dans le groupe, et dont chacun a plus ou moins conscience. Il y aura la forme des opinions privées et la forme de l'opinion publique. Dans le premier cas, si l'on considère individuellement un sujet quelconque, on peut estimer qu'il n'a pas plus de raisons d'adopter l'une des positions extrêmes d'opinions que l'autre. Les différentes raisons qui peuvent faire pencher chaque sujet dans un sens ou dans l'autre sont, dans l'ensemble, réparties indépendamment les unes des autres, c'est-à-dire, en langage probabi-

liste, au hasard. Quelque nombreuses qu'elles soient, et même d'autant plus qu'elles seront plus nombreuses, ces causes feront tendre la distribution des opinions des sujets dans le groupe, s'il est suffisamment homogène, vers la forme caractéristique des distributions de valeurs aléatoires indépendantes. Cette forme, très familière au statisticien, est celle d'une courbe en cloche. Elle se caractérise par un maximum des fréquences pour les valeurs moyennes, avec une décroissance d'abord de plus en plus rapide de chaque côté du maximum, puis, après un point d'inflexion où la courbe change le sens de sa concavité, une décroissance de moins en moins rapide, pour finir, de chaque côté, à zéro, en des points théoriquement situés à l'infini. La courbe normale ou courbe de Laplace-Gauss est généralement considérée comme représentant convenablement cette allure (1). Si au contraire, et c'est le deuxième cas, les sujets opinent en corps, s'il existe une opinion publique dans le groupe, une opinion aura d'autant plus de chances d'être acceptée par un sujet quelconque, qu'elle est déjà acceptée par un plus grand nombre de sujets. A partir de l'opinion de la majorité, point pour lequel il existe un très fort maximum, la courbe de distribution devra aller en décroissant d'abord très vite, puis de moins en moins vite. L'allure de cette courbe évoque la lettre J et la courbe est appelée une courbe en J. Ce sera le type d'une deuxième forme de distribution. Elle pourra d'ailleurs présenter plusieurs variantes. S'il se trouve par exemple que le groupe n'est pas homogène, mais est constitué en réalité par deux groupes dont les normes d'opinions s'opposent (comme c'est le cas lorsque deux partis s'opposent dans une popu-

(1) M. Fréchet a apporté des réserves à l'affirmation intempérante qui est faite quelquefois, suivant laquelle la loi normale exprimerait adéquatement des phénomènes de même nature que ceux dont nous parlons (distribution des erreurs). Cf. par exemple de cet auteur : « Sur la correspondance de certaines lois d'erreurs et certaines définitions de la distance », *Revue Scientifique*, n° 1, janvier 1941.

lation), on observera deux courbes en J mêlant leurs extrémités, c'est-à-dire une courbe résultante affectant la forme d'un U. Si au contraire l'opinion de la majorité n'est pas une position extrême, mais un point situé entre les extrêmes, la courbe possédera deux branches adossées décroissant très rapidement à partir du maximum et présentant une sorte de point de rebroussement.

G. W. Hartmann a publié en 1936 (1) les résultats d'un test d'opinions qui paraissent rentrer dans l'une et l'autre de ces catégories, la seconde avec ses différentes variantes. Mais cet auteur ne s'arrête pas à ce fait. Pour nous au contraire, il est nécessaire à notre théorie que toute distribution, obtenue dans des conditions convenables, se range dans l'une ou l'autre des deux formes. Comme les opinions publiques et les opinions privées sont différentes en nature, aucune forme de transition ne doit être trouvée entre les deux formes. Nous sommes donc finalement confronté avec un double problème. D'une part, les distributions expérimentales d'opinions appartiennent-elles uniquement à l'un ou l'autre type ? D'autre part, peut-on, à partir des données expérimentales, assurer que l'on est en présence, tantôt d'une opinion publique, tantôt d'opinions privées ? L'intérêt pratique de la deuxième question vient de ce que, lorsqu'on désirera agir sur les opinions pour les modifier dans un sens ou un autre, les méthodes à préconiser ne seront pas les mêmes suivant qu'il s'agira d'opinions publiques ou d'opinions privées.

Ayant étudié, dans l'expérience I, douze problèmes d'opinions, et treize problèmes dans l'expérience II, nous disposons de vingt-cinq distributions sur lesquelles nous pouvons faire porter notre analyse. Cependant, toutes ne sont pas également favorables. On a déjà vu que les questions proposées dans ces enquêtes, peuvent être classées

(1) G. W. Hartmann, The contradiction between the feeling-tone of political party names and public response to their platforms. *J. Soc. Ps.*, 1936, 7, 336-357.

en deux catégories, suivant la nature de la réponse qu'elles appelaient. Les unes consistaient en propositions que le sujet pouvait approuver ou désapprouver. Les autres proposaient l'établissement d'un ordre de préférence entre certaines personnalités : chaque personnalité devait être rangée à une place choisie parmi les six qui étaient offertes. Or, il est essentiel pour qu'on puisse donner un sens précis à une distribution, que les unités de base auxquelles on rapporte les fréquences, soient suffisamment définies. Ce n'est guère le cas des questions du premier type. Nous n'avons aucun moyen de préciser la distance psychologique exacte qui sépare les différentes nuances de réponses proposées. Il aurait fallu pouvoir constituer une échelle d'opinions par un procédé analogue à celui de Thurstone (1). Les conditions dans lesquelles les expériences ont été conduites rendaient cette opération de cotation impraticable. Il est vrai que si l'on connaissait la loi exacte de distribution des opinions, on pourrait en déduire les distances en question. Mais c'est là justement l'objet du présent problème. L'importance extrême d'une connaissance exacte des unités de base nous engageait à la prudence. Nous n'avons pas cherché à étudier les distributions des réponses aux questions du premier type.

Au contraire les résultats des questions du second type paraissent satisfaire à la condition d'une manière très simple, et, pourrait-on dire, naturelle. Puisqu'il s'agissait pour les sujets d'établir un ordre de rangs entre les différentes personnalités proposées, il ne semble pas illégitime de considérer que, *dans l'ensemble*, les distances d'un rang au rang suivant sont équivalentes. Le classement des noms par ordre de préférence fait ainsi apparaître une sorte d'échelle naturelle des opinions, relativement à chacun d'eux. C'est à ce second groupe de résultats que nous avons limité notre analyse statistique. Elle consiste donc dans

(1) Cf. *Théorie des opinions*, chap. II, § 3.

l'étude de douze distributions, provenant par moitié de chaque enquête.

Voici quelles ont été ces distributions :

TABLEAU I

DISTRIBUTION DANS L'ÉPREUVE DE PRÉFÉRENCE  
DE L'EXPÉRIENCE I

| Rangs | PERSONNALITÉS |    |     |    |    |     |
|-------|---------------|----|-----|----|----|-----|
|       | A             | B  | C   | D  | E  | F   |
| 6     | 25            | 2  | 13  | 44 | 43 | 126 |
| 5     | 92            | 9  | 10  | 61 | 62 | 39  |
| 4     | 13            | 72 | 42  | 67 | 36 | 26  |
| 3     | 24            | 85 | 41  | 57 | 39 | 15  |
| 2     | 37            | 73 | 40  | 24 | 59 | 28  |
| 1     | 70            | 20 | 115 | 8  | 22 | 27  |

TABLEAU II

DISTRIBUTION DANS L'ÉPREUVE DE PRÉFÉRENCE  
DE L'EXPÉRIENCE II

| Rangs | PERSONNALITÉS |     |     |     |    |     |
|-------|---------------|-----|-----|-----|----|-----|
|       | A             | B   | C   | D   | E  | F   |
| 6     | 23            | 7   | 11  | 69  | 69 | 151 |
| 5     | 78            | 9   | 3   | 107 | 88 | 47  |
| 4     | 26            | 74  | 36  | 80  | 64 | 51  |
| 3     | 54            | 106 | 53  | 41  | 55 | 25  |
| 2     | 77            | 121 | 34  | 30  | 41 | 28  |
| 1     | 73            | 14  | 194 | 4   | 14 | 29  |

On peut, si l'on désire obtenir une expression visuelle de ces distributions, construire les douze histogrammes qui les représentent. Il suffit, on s'en souvient, de construire, sur les six segments contigus représentant les dix rangs possibles, autant de rectangles, dont la hauteur sera proportionnelle à la fréquence avec laquelle chaque rang a été attribué, dans le groupe des sujets étudiés à une personnalité déterminée (voir fig. 1. à 12). Mais, pour être

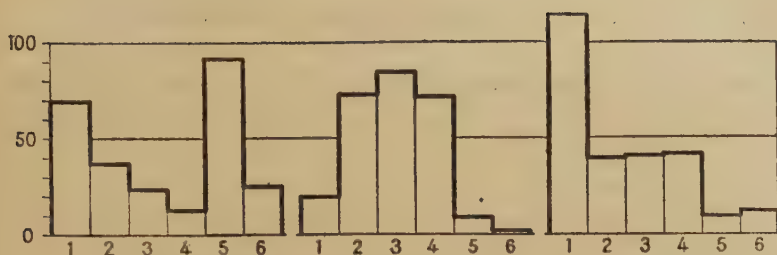


Fig. 1  
Distribution de A  
(exp. I)

Fig. 2  
Distribution de B  
(exp. I)

Fig. 3  
Distribution de C  
(exp. I)

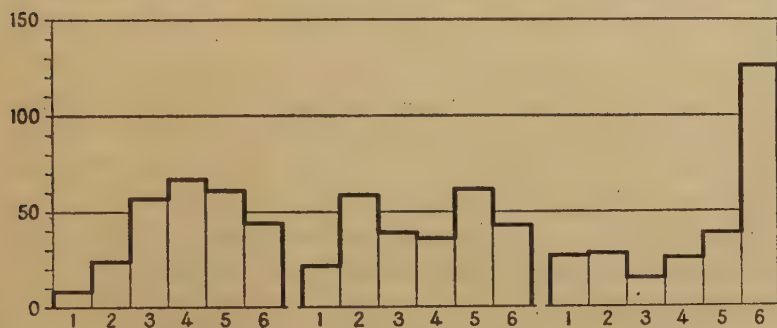


Fig. 4  
Distribution de D  
(exp. I)

Fig. 5  
Distribution de E  
(exp. I)

Fig. 6  
Distribution de F  
(exp. I)

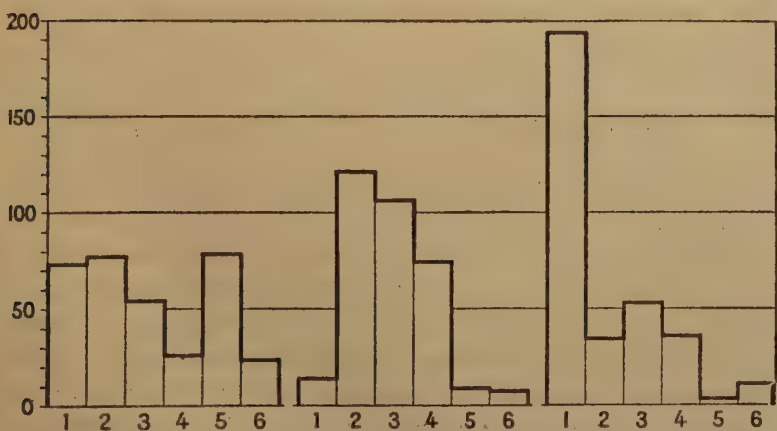


Fig. 7  
Distribution de A  
(exp. II)

Fig. 8  
Distribution de B  
(exp. II)

Fig. 9  
Distribution de C  
(exp. II)

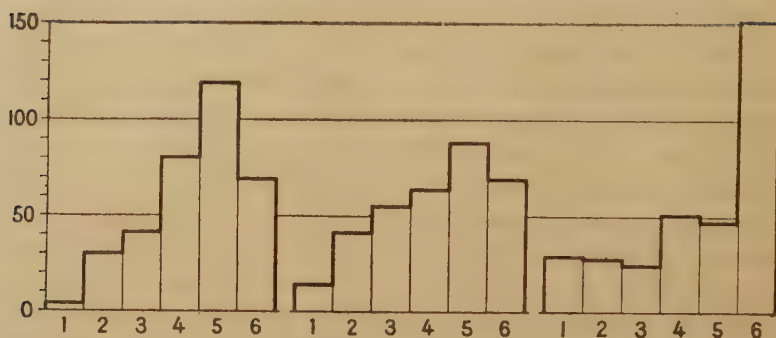


Fig. 10  
Distribution de D  
(exp. II)

Fig. 11  
Distribution de E  
(exp. II)

Fig. 12  
Distribution de F  
(exp. II)

passés de l'arithmétique à la géométrie, nous ne sommes guère plus avancés. Nous constaterons que les degrés des escaliers que figurent les histogrammes varient d'une manière irrégulière. Nous aurons peut-être l'impression de reconnaître dans les deux distributions de B des courbes en cloche, dans les distributions de C et de F des courbes en J. Nous ne pourrions pas préciser davantage. Il nous faudrait une méthode pour déterminer systématiquement à quel type de courbe se rattachent les différentes distributions.

### (3) Essai d'une méthode « a posteriori »

Le problème de technique statistique qui se pose maintenant à nous est le suivant. Étant donné une distribution expérimentale quelconque, comment pouvons-nous trouver l'équation de la courbe qui s'ajuste à cette distribution d'une manière satisfaisante ? Ou, avec plus de précision encore, pouvons-nous, sans tâtonnements, par l'inspection méthodique du matériel expérimental, décider que c'est une courbe normale, ou une courbe en J ou ses variantes, qui s'ajustent à la distribution de ce matériel ? Plusieurs procédés sont utilisables. Il nous a paru intéressant de

mettre à l'épreuve le système de Pearson, qui est classique, et qui donne souvent de bons résultats dans les problèmes d'actuariat. Non seulement Pearson a construit une famille de courbes qui s'ajustent convenablement à de nombreuses distributions empiriques. Mais encore il a mis au point des critères qui offrent le très grand avantage d'indiquer, à partir des caractéristiques de la distribution empirique, quelle est, dans cette famille, la courbe qui a des chances de présenter l'ajustement le meilleur. Au lieu d'avoir à calculer une courbe théorique dont l'aspect intuitif de la distribution empirique rend l'ajustement vraisemblable, on arrive, par la méthode de Pearson, à des indications sur le type de la courbe, à partir d'opérations relativement simples. Le calcul d'une courbe théorique étant très laborieux, on comprend l'intérêt qu'il y aurait à savoir que les critères de Pearson nous renseignent exactement sur le type de la courbe. L'essentiel de notre problème est en effet, d'être fixé sur ce type.

Il n'est pas aisé de donner, d'une manière élémentaire, une idée du système des courbes de Pearson (1). Le raisonnement de Pearson comporte essentiellement deux temps. Commençons par le premier. De nombreuses distributions expérimentales commencent à zéro, s'élèvent à un maximum, puis reviennent à zéro. Ce fait signifie mathématiquement qu'on peut choisir, pour les représenter, une série d'équations  $y = f(x)$ , telles que leurs différentielles  $dy/dx$  s'annulent pour certaines valeurs de  $x$ , à savoir au maximum et aux extrémités de la courbe. La forme générale des différentielles sera donc  $y = (x + a)/(b_0 + b_1 x + b_2 x^2 + \dots)$ . Si on arrive à exprimer les paramètres  $a$ ,  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2 \dots$ , à partir des données expérimentales, il suffira d'intégrer  $dy/dx$  dans les différents cas présentés par les valeurs du dénominateur de la forme générale,

(1) Pour un exposé relativement accessible au lecteur non spécialiste, on se reportera à W. P. Elderton, *Frequency curves and correlation*, Cambridge, 1906.

pour que le problème de la représentation du matériel d'observation soit résolu. Or c'est à quoi parvient Pearson, en considérant, dans un deuxième temps, que les probabilités d'apparition des différents événements dont la fréquence sera représentée par la courbe de distribution, ne sont pas indépendantes, mais au contraire liées. Dans ces conditions, les paramètres de l'équation différentielle peuvent être exprimés en fonction des « moments » successifs de la distribution (1). Pearson observe que, si l'ajustement est bon, les moments de la distribution théorique seront égaux à ceux de la distribution expérimentale. C'est donc à partir de la distribution expérimentale qu'on déterminera les paramètres de l'équation théorique.

Essayons aussi de donner une idée sommaire du groupe le plus simple des critères définis par Pearson pour déterminer le type de la courbe. Comme on vient de le voir, le type de courbe dépend de la nature des racines du dénominateur de l'équation différentielle générale. Pearson limite le nombre de ses termes à trois, c'est-à-dire qu'il lui donne la forme d'un polynôme du second degré. Un couple de paramètres, exprimables en fonction des quatre premiers moments, que Pearson désigne par les symboles  $\beta_1$  et  $\beta_2$ , suffisent à nous fixer sur la nature de ces racines, et par là sur le type de la courbe (2).

La méthode à suivre pour ajuster *a posteriori* les courbes de Pearson à nos distributions comporte par conséquent trois phases bien distinctes. On commencera par calculer les critères à partir des moments de chaque distribution expérimentale. Ensuite, on calculera les courbes qui doivent s'ajuster le mieux. Enfin, on vérifiera, par l'épreuve de  $\chi^2$ , la valeur de cet ajustement.

(1) Un « moment » d'ordre  $n$  est défini comme la somme des écarts portés à la  $n^{\text{e}}$  puissance, des cotes des individus par rapport à la cote moyenne.

(2) On trouvera dans K. Pearson, *Tables for Statisticians and Biometricians*, t. I, p. 66, un abaque donnant les types de courbes selon les valeurs de  $\beta_1$  et  $\beta_2$ .

Les tableaux III et IV présentent les résultats de la première de ces trois opérations :

## TABLEAUX III ET IV

VALEURS DES CRITÈRES ET TYPES DE COURBES  
CORRESPONDANTES

| Distributions        | A            | B      | C             | D            | E            | F      |
|----------------------|--------------|--------|---------------|--------------|--------------|--------|
| <i>Expérience I</i>  |              |        |               |              |              |        |
| $\beta_1$ .....      | 0,0090       | 0,0046 | 0,6772        | 0,0882       | 0,0084       | 0,7480 |
| $\beta_2$ .....      | 1,3832       | 2,5990 | 2,6340        | 2,3822       | 1,6978       | 2,2351 |
| Types de courbe      | $U_I/U_{II}$ | N      | $J_I/J_{III}$ | N/ $I_I$     | $U_I/U_{II}$ | $U_I$  |
| <i>Expérience II</i> |              |        |               |              |              |        |
| $\beta_1$ .....      | 0,0620       | 0,3702 | 1,6432        | 0,3292       | 0,1695       | 0,7453 |
| $\beta_2$ .....      | 1,6568       | 2,7361 | 3,5730        | 1,3156       | 2,1415       | 2,4061 |
| Types de courbe      | $U_I/U_{II}$ | $I_I$  | $J_I/J_{III}$ | $U_I/U_{II}$ | $J_I$        | $U_I$  |

L'examen de ces tableaux laisse espérer qu'on a réussi à distinguer les différentes formes des distributions expérimentales : trois présenteraient des formes en cloche ( $N$  ou  $I_I$ ), les autres seraient des courbes en  $J$  ou en  $U$ . On aurait ainsi résolu le problème de l'identification des cas d'opinions privées et des cas d'opinions publiques, avec ou sans conflit (formes en  $U$  ou en  $J$ ).

Le calcul des courbes théoriques, a réservé de sérieux mécomptes. Dans un seul cas, l'ajustement de la courbe théorique à la distribution expérimentale s'est trouvé satisfaisant. C'est celui de la distribution de  $B$  dans l'expérience  $I$ , que représente une courbe normale avec la probabilité de 0,15. Une autre distribution, celle de  $D$  dans la même expérience, est représentée d'une manière douteuse par le même type de courbe : la probabilité obtenue est de 0,04. Les deux histogrammes et leurs courbes théoriques sont figurés graphiquement ci-contre (fig. 13 et 14). On remarquera que la courbe normale n'apparaît dans le système de Pearson qu'avec le rôle d'un cas limite.

Quant aux courbes de Pearson proprement dites, aucune n'a présenté un ajustement satisfaisant ni même médiocre.

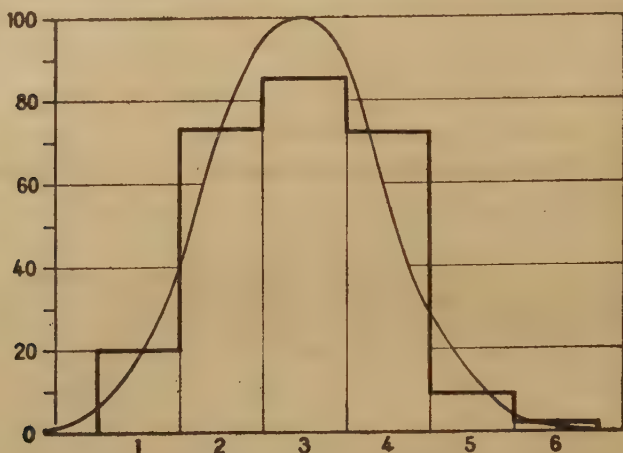


Fig. 13. — Ajustement de la courbe normale à la distribution de B (exp. I)

Les figures 15 et 16 en donnent deux exemples. L'un est une courbe du type  $U_r$ , d'équation

$$y = 26,397 \left( 1 + \frac{x}{2,4622} \right)^{-0,6726} \left( 1 - \frac{x}{2,3385} \right)^{-0,6388},$$

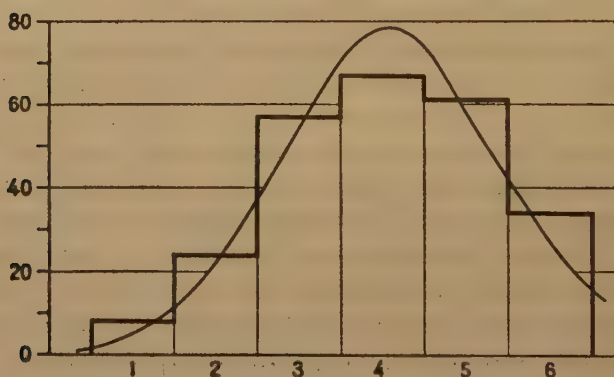


Fig. 14. — Ajustement de la courbe normale à la distribution de D (exp. I)

dont l'ajustement à la distribution de A (expérience I) ne présente qu'une probabilité négligeable de 0,0011. L'autre est une courbe du type  $I_1$ , d'équation

$$y = 127,508 \left(1 + \frac{x}{0,9183}\right)^{0,5046} \left(1 - \frac{x}{4,5453}\right)^{2,4975},$$

dont l'ajustement à la distribution de B (expérience II) présente une probabilité de l'ordre du dix-millionième.

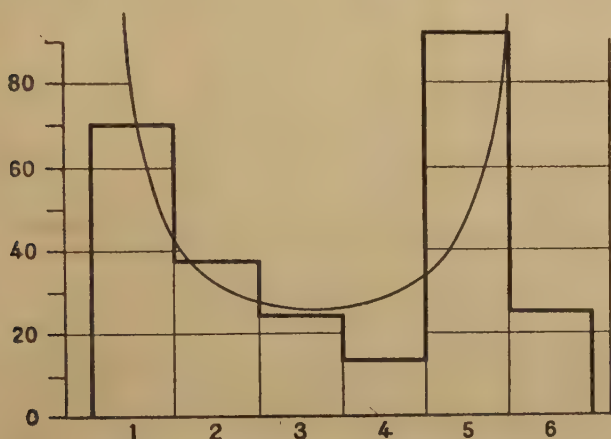


Fig. 15. — Ajustement d'une courbe de type  $U_1$  à la distribution de A (exp. I)

Dans les autres cas, on n'a pas une chance sur dix millions que la courbe théorique de Pearson indiquée par les critères s'ajuste à la distribution expérimentale considérée.

On peut se demander quelles sont les raisons de cet échec, et essayer d'en tirer un enseignement. Trois raisons au moins s'imposent. La première c'est que les distributions sont trop peu étendues. Par là, il ne faut pas tant entendre que le nombre des individus entrant dans la distribution est trop faible. A vrai dire ce ne serait pas entièrement inexact. Les erreurs d'échantillonnages commises sur deux cent cinquante ou trois cents échantillons, risquent encore d'être assez importantes. Mais il faut

surtout considérer le petit nombre des points dont nous disposons pour l'ajustement de la courbe. Les courbes de Pearson entraînent, dans le cas général, le calcul de quatre paramètres : si l'on dispose seulement de six intervalles,

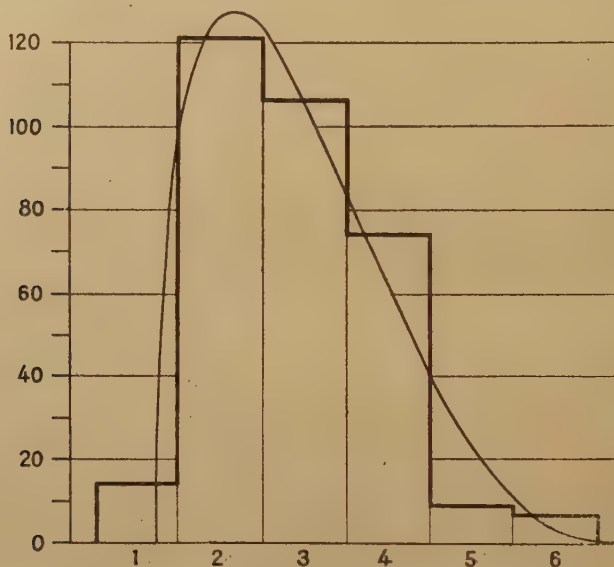


Fig. 16. — Ajustement d'une courbe de type  $I_1$  à la distribution de B (exp. II)

il ne reste plus que deux degrés de liberté pour le calcul de la probabilité d'ajustement. Le rapport entre le nombre des degrés de liberté et le nombre des intervalles susceptibles de présenter des discordances entre les valeurs théoriques et les valeurs expérimentales, est trop petit. Pour cette raison technique, il est à prévoir que les courbes de Pearson ne s'ajusteront jamais très bien à des distributions empiriques présentant un nombre aussi faible de points. Il faudrait augmenter ce nombre. Mais il est très difficile, dans la pratique psychotechnique appliquée au grand public, de faire entrer plus de six termes en comparaison. Pour cette première raison, on ne peut guère comp-

ter sur la méthode de Pearson pour déterminer les types de courbes dans le cas d'études générales sur les opinions.

La deuxième raison est d'un ordre tout différent. L'application de la méthode de Pearson postule que les distributions observées sont pures, c'est-à-dire qu'elles ne résultent pas d'un mélange de plusieurs distributions de types différents. Or, à l'exception peut-être d'un cas (distribution de B, expérience I), les distributions observées suggèrent au contraire l'existence d'une pluralité de publics, mélangés, intentionnellement d'ailleurs, au cours de l'enquête. L'existence de cette pluralité de publics sera analysée et établie au cours du chapitre IV. Cette raison expérimentale rendait improbable un succès de l'application de la méthode de Pearson aux cas devant lesquels nous étions placés.

Enfin la troisième raison met en lumière un enseignement d'une portée plus générale. La vertu et la faiblesse de la méthode de Pearson, c'est qu'elle ne préjuge rien, au départ, de la structure des distributions. L'analyse statistique doit, dans ce système, apporter d'une manière mécanique la solution. Or il n'est jamais bon de feindre de ne pas comprendre l'expérience, ni d'attendre des faits qu'ils fassent apparaître spontanément leur organisation. Non seulement on risque de s'engager dans la voie d'opérations très laborieuses, avec un luxe de moyens souvent disproportionné avec le résultat (ce qui a été notamment le cas de la précédente analyse), mais encore on s'expose à passer, chemin faisant, à côté du résultat lui-même. Il est généralement beaucoup plus économique, en même temps que plus judicieux, d'entreprendre l'analyse de l'expérience avec une hypothèse de travail, quitte à s'en débarrasser assez tôt, si elle ne présente pas rapidement les résultats escomptés.

L'ensemble de ces trois considérations contre-indique, par conséquent, l'utilisation de la méthode de Pearson pour l'analyse des distributions d'opinions.

#### (4) Essai d'une méthode « a priori »

Nous sommes ainsi renvoyés à l'essai d'une méthode *a priori*. Par cette expression nous entendons que nous renoncerons désormais à tout procédé mécanique pour déterminer la forme des distributions. Nous cesserons de feindre de ne pas comprendre l'allure des distributions et de demander à l'expérience de révéler spontanément sa forme. Nous réintégrerons l'intelligence dans son droit, qui est de chercher une manière rationnelle d'assimiler l'expérience. Nous hasarderons des hypothèses, en laissant seulement à l'expérience le soin de les démentir si elles ne peuvent s'y adapter.

Or notre hypothèse essentielle, dont nul usage n'a été fait au cours de l'analyse précédente, c'est que les distributions d'opinions doivent affecter des formes qui se rattachent à deux types, suivant la nature psychosociale de ces distributions. S'il s'agit d'opinions privées, la distribution doit tendre vers une courbe de répartition des fréquences au hasard. Nous savons que la courbe normale représente cette allure avec une bonne approximation. Si les réponses du groupe sont, au contraire, organisées en une opinion publique, l'allure de la courbe doit être une décroissance plus ou moins rapide dans un sens ou dans l'autre. Mais nous n'avons encore aucune idée de la forme de la fonction analytique exprimant un tel fait. Une hypothèse supplémentaire doit être introduite. On commencera par la choisir aussi simple que possible. On supposera que la probabilité élémentaire d'avoir une réponse s'écartant en valeur absolue d'une quantité  $x$  de la valeur de la réponse la plus fréquente, est d'autant plus petite, que l'écart  $x$  est plus grand. La forme générale de la probabilité élémentaire pourra s'écrire

$$p_x = \frac{dx}{(x + 1)^n},$$

dans laquelle  $n$  est un exposant quelconque plus grand que un. Plus  $n$  sera grand, plus, évidemment, sera rapide la décroissance. Il s'agit maintenant de rechercher si, avec cette hypothèse, il est possible de rendre compte des distributions expérimentales.

Considérons la distribution de  $F$  dans l'expérience I, qui paraît particulièrement simple. L'allure générale de

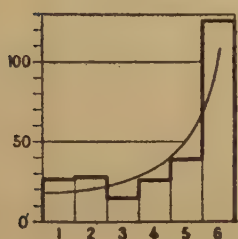


Fig. 17. — Ajustement d'une courbe *a priori* à la distribution de  $F$  (exp. I).

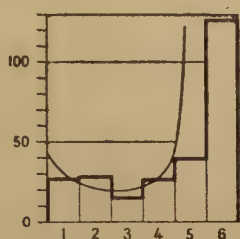


Fig. 18. — Ajustement d'une courbe de type  $U_1$  à la distribution de  $F$  (exp. I).

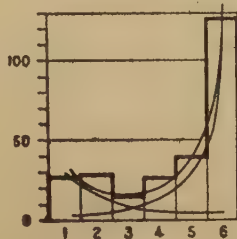


Fig. 19. — Ajustement d'une courbe *a priori* à la distribution de  $F$  (exp. I).

cette distribution est une décroissance modérément rapide des plus hautes valeurs des réponses vers les plus faibles. Essayons d'ajuster à cette distribution une distribution calculée à l'aide de la formule précédente dans laquelle nous ferons l'exposant  $n$  égal à 1. Nous trouvons un  $\chi^2$  de 21,9, avec cinq degrés de liberté, correspondant à une probabilité d'ajustement de 0,001. La figure 17 représente l'ajustement obtenu. Il est considérablement meilleur que celui qui avait été obtenu par la méthode *a posteriori*. On avait été entraîné à calculer une courbe d'équation

$$y = 20,546 \left( 1 + \frac{x}{3,2989} \right)^{-0,7718} \left( 1 - \frac{x}{1,9396} \right)^{-0,4538}$$

dont la probabilité d'ajustement était inférieure au dix-millionnième (voir fig. 18). D'emblée, et par un calcul très simple, nous avons considérablement amélioré la représentation. — Cependant, elle est encore très insuffisante, et,

en tout état de cause, inacceptable. On peut essayer de serrer l'expérience de plus près, en faisant varier  $n$ . Après différents tâtonnements, nous avons pu constater que le gain n'est guère sensible. Seulement, si *une seule* courbe théorique échoue à représenter adéquatement les données expérimentales, celles-ci ne pourraient-elles pas être considérées comme résultant de la somme de deux distributions distinctes, caractérisées chacune par une probabilité élémentaire propre, d'ailleurs différente, et indiquant l'existence de deux groupes opposés, ayant chacun son opinion publique ? On trouve que si l'on prend  $n = 2$  pour le groupe dont l'opinion publique est défavorable (hautes valeurs), et  $n = 1$  pour le groupe dont l'opinion publique est favorable (valeurs faibles), la distribution résultante donnée par le calcul s'ajuste à la distribution empirique avec une probabilité de 0,199, ce qui est une valeur tout à fait acceptable. La figure 19 représente graphiquement cet ajustement.

Cette méthode, utilisée pour l'étude des autres distributions empiriques, a donné plusieurs bons résultats. Ainsi la distribution de F dans la deuxième expérience, a pu être analysée en trois groupes d'opinions : les deux premiers tout à fait analogues à ceux que nous avons trouvés en étudiant la distribution de F dans l'expérience I, et un troisième dont les réponses peuvent être représentées par une courbe normale. La probabilité de cet ajustement de la distribution théorique résultante est de 0,051, c'est-à-dire acceptable (fig. 20). On conclura que l'ensemble des sujets étudiés peut être décomposé en trois groupes : un groupe d'opinion publique défavorable, un autre d'opinion publique favorable, le troisième où les opinions sont individuelles. — De même, la distribution de C dans l'expérience II a pu être analysée en trois portions : une où il existe une opinion publique très favorable (l'exposant  $n$  de la probabilité élémentaire a été choisi égal à 2,8), une où elle est très défavorable (même probabilité élémentaire),

et une où les opinions sont distribuées au hasard. La probabilité de cet ajustement est de 0,69, c'est-à-dire très élevée (fig. 21). — Toute différente a été la distribution théorique de E (première expérience). On a trouvé que la somme de deux courbes normales donne un ajustement, encore satisfaisant, de 0,099. Ces deux courbes sont très

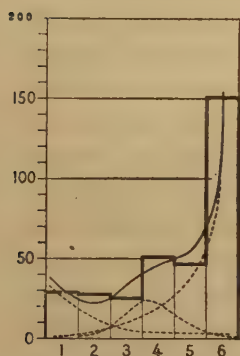


Fig. 20. — Ajustement d'une courbe *a priori* à la distribution de F (exp. II).

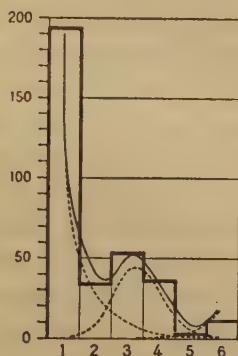


Fig. 21. — Ajustement d'une courbe *a priori* à la distribution de C (exp. II).

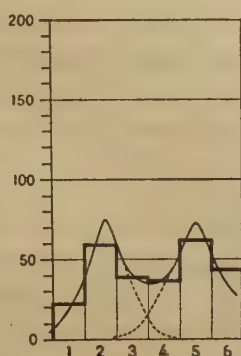


Fig. 22. — Ajustement d'une courbe *a priori* à la distribution de E (exp. I).

analogues. Leurs écarts-types, respectivement égaux à 0,635 et à 0,788 sont voisins. Leurs modes valent respectivement 74,3 et 73,1. Ce sont donc très sensiblement deux courbes semblables. Elles ne varient que par les abscisses de leurs modes, qui sont respectivement égales à 2,142 et 4,975 (fig. 22). La population étudiée comporte par conséquent deux groupes, qui réagissent à l'égard de E d'une manière analogue, en l'absence de toute opinion publique, mais dont l'un est nettement plus favorable que l'autre.

Il ne faut pas se dissimuler que la procédure utilisée au cours de ces analyses, présente des inconvénients sérieux. Le choix des fonctions est totalement arbitraire. Les résultats obtenus sont l'effet de tâtonnements plus

ou moins heureux. Il se trouve souvent que rien ne peut guider la décomposition des données expérimentales, et qu'on est obligé de procéder par approximations successives. Les méthodes régulières obligeraient à utiliser des équations compliquées. Ainsi, dans un cas encore très simple, tel que celui de la figure 22, la dissociation méthodique d'une distribution en deux courbes normales, entraîne la résolution d'une équation du neuvième degré, pour laquelle on est obligé d'utiliser les cinq premiers moments expérimentaux (1). Étant donné les erreurs probables considérables qui s'attachent à des moments d'ordre aussi élevé, il est clair que les méthodes régulières sont impraticables. On en est donc réduit à la gaucherie des tâtonnements. Mais, quelle que soit l'inélégance des procédés utilisés, nous avons obtenu un résultat intéressant : en supposant que les distributions d'opinions tendent vers deux types seulement, dont la probabilité élémentaire présente une forme générale simple, il semble possible, théoriquement, de trouver, sinon une courbe unique qui les représente, au moins un ensemble de courbes de cette nature dont la somme s'ajuste convenablement à ces distributions.

### (5) La distribution des opinions

Au cours de cette étude, on est arrivé à plusieurs résultats concrets, qualifiés par des probabilités acceptables. Les opinions des sujets concernant les personnalités B et D, en décembre 1938, tendent à se distribuer normalement : la conclusion entraînée par ce fait, c'est qu'il n'existait à cette époque aucun mot d'ordre général concernant les personnalités, c'est que l'opinion publique était indifférente à leur sujet. La personnalité de F, à la même époque, attirait, au contraire, deux courants de sens opposés dans l'opinion publique ; le courant défavorable était nettement

(1) Cf. Brown and Thomson, *The Essentials of Mental Measurement*, Cambridge, 1921, p. 91.

plus fort que le courant favorable. Telle est l'interprétation qu'il convient de donner aux deux courbes en J opposées, qui composent la courbe en U adaptée à la distribution de F. En février 1939, la situation des opinions concernant F était un peu plus compliquée. Aux deux courants d'opinions publiques en conflit venait s'adjoindre une petite masse d'opinions privées, dénotée par une courbe en cloche, et décelant qu'une partie du public s'abstenait de prendre parti, pour ou contre F. A ce même moment, la distribution des opinions sur C affectait une forme analogue, mais retournée : un fort courant d'opinions favorables dominait une petite opinion publique défavorable. Une portion sensible du public restait indifférente. Enfin, en utilisant toujours la même méthode et les mêmes principes d'interprétation, il apparaît que les opinions concernant la personnalité E, en décembre 1938, manifestaient l'existence de deux groupes homogènes dans le public, l'un et l'autre manquant de passions collectives : l'un plutôt disposé favorablement, l'autre défavorablement, chevauchant assez largement l'un sur l'autre. Dans cette demi-douzaine de cas, les nuances de popularité et d'impopularité ont pu être ainsi assez précisément dégagées par l'analyse.

Mais, au delà de ces résultats concrets, avons-nous pu réaliser notre dessein, et répondre aux questions d'une portée générale, qui s'étaient posées à nous ? L'expérience confirme-t-elle qu'il existe deux types de distribution des opinions nettement distincts ? Est-il toujours possible de décider auquel de ces deux types appartient une distribution expérimentale ? La réponse à la première question, qui présente un intérêt surtout théorique, et dont dépendra la confirmation ou l'infirmité d'hypothèses que nous avons avancées ailleurs, est évidemment conditionnée par la solution du second problème. Si l'on n'est pas capable de déterminer avec une certitude suffisante le type d'une distribution, on ne pourra rien affirmer sur les types de distribution en général.

Or le deuxième problème a soulevé de sérieuses difficultés de méthode. Comment peut-on déterminer la forme d'une distribution expérimentale ? Par définition, on appellera forme d'une distribution, la courbe mathématique qui s'y ajuste, dans une épreuve de  $\chi^2$ , avec une probabilité égale ou supérieure à 0,05. Les courbes de Pearson, déterminables, indépendamment d'un calcul complet, à l'aide des critères  $\beta_1$  et  $\beta_2$ , constituent un système présentant, dans la variété de ses types, ceux-mêmes qui sont prévus par la théorie des opinions. S'il était trouvé, expérimentalement, que ces courbes s'ajustent d'une manière suffisante aux données, le deuxième problème eût été résolu d'une façon à la fois automatique et économique. Malheureusement, il n'en a rien été. Il est nécessaire de rechercher une hypothèse appropriée individuellement à chaque distribution expérimentale. La seule méthode qui ait chance d'apporter des résultats satisfaisants, est une méthode *a priori*. On doit, dans chaque cas particulier, estimer au mieux les probabilités élémentaires qui interviennent dans la répartition des opinions à l'intérieur du groupe social. Le calcul permettra ultérieurement de décider si cette hypothèse était ou non fondée.

La perspective ouverte par la méthode *a priori* n'est pas close. Il est vraisemblable qu'en combinant, d'une manière suffisamment complexe, les courbes en J définies par leur probabilité élémentaire, et les courbes normales, on serait arrivé à des résultats satisfaisant aux exigences de l'ajustement statistique. On n'a cependant pas cru intéressant de prolonger la tentative. Avec la complication du schéma, l'arbitraire augmente rapidement. Plus nombreuses et plus précises, les données auraient légitimé la poursuite du travail. Dans la situation donnée, il a paru prudent de s'arrêter. D'ores et déjà, il est permis de conclure que dans la moitié des cas, les formes de distribution ont pu être assignées sans équivoque. Ce qui constitue une réponse à la seconde question. En ce qui concerne

la première, la prudence nous invite à retenir seulement l'absence d'indications contraires de l'expérience : rien n'autorise à supposer qu'il existe d'autres types de distributions d'opinions. L'hypothèse de travail dont on est parti, a conduit à des résultats positifs dans la moitié des cas examinés. La situation des autres cas reste obscure, à cause de l'insuffisance de la technique. Mais la charge de la preuve resterait au compte de la contradiction.

## CHAPITRE III

### ÉTUDE DE L'ATYPICALITÉ

- (1) La notion et les problèmes. — (2) Étude des facteurs déterminants. — (3) Étude de la distribution. — (4) Étude de la stabilité du trait. — (5) Le trait d'atypicalité.

#### (1) La notion et les problèmes

Si le terme d'« atypicalité » paraît un peu barbare, la notion elle-même est très banale. Tout le monde a remarqué que certains individus professent toujours ou presque toujours les opinions qui sont les plus communément admises dans le milieu qui les entoure, tandis que d'autres, non moins régulièrement, se trouvent toujours en désaccord avec l'opinion de la majorité. A ceux-ci on donne assez souvent le nom d'originaux, tandis que les premiers pourraient être appelés des conformistes. Mais ces dénominations présentent un certain nombre d'inconvénients. D'abord, comme toutes les expressions empruntées à la langue familière, elles sont définies d'une manière assez vague. Ensuite, qu'on le veuille ou non, il s'y mêle toujours de quelque manière, des implications de valeur, soit qu'on blâme ou qu'on loue l'« originalité », soit qu'on fasse du conformisme une qualité ou une faiblesse personnelles ou sociales. Surtout, ces dénominations présentent le défaut, fâcheux au début d'une étude expérimentale, de préjuger de la nature de ces caractéristiques. A parler d'originaux ou de conformistes, on risque d'ériger indûment en types

psychosociaux des qualités qui ne sont peut-être même pas des traits.

Il convient d'examiner cette notion de plus près, pour arriver à une définition précise, positive, et qui ne préjuge rien. On pourra, par exemple, convenir d'appeler typique une opinion normale dans un groupe social donné, c'est-à-dire qui représente bien l'opinion moyenne du groupe, sur la question considérée. L'individu qui acceptera et professera cette opinion sera, lui aussi, typique de ce groupe. Et nous appellerons typicalité la caractéristique d'un tel individu. Par opposition, une opinion en désaccord avec l'opinion moyenne dans le groupe sera une opinion peu typique, ou atypique, et son auteur sera également dénommé atypique à cet égard. Le typique ou l'atypique en général se reconnaîtront à ce qu'ils font, d'une manière générale, profession d'opinions typiques ou atypiques. L'expérience devra d'ailleurs montrer s'il existe ou non des typiques et des atypiques généraux.

Mais nous pouvons préciser davantage. On conçoit qu'une opinion n'est pas également atypique, si la majorité qui accepte l'opinion typique correspondante, est substantielle, ou si au contraire elle est peu importante. Il y aurait lieu de chercher à évaluer l'atypicalité d'une opinion déclarée atypique. De même, un individu qui se trouve en désaccord avec la majorité d'une manière occasionnelle nous apparaîtra comme moins atypique que tel autre dont les positions d'opinions se trouvent systématiquement en désaccord avec les sentiments de son milieu social. On est ainsi conduit tout naturellement à chercher à évaluer ce qu'il y a de typique ou d'atypique d'abord dans une opinion considérée isolément, ensuite dans le comportement d'opinion général d'un individu. L'introduction de la quantité dans ce domaine signifie seulement que le caractère considéré varie d'une manière graduelle. On sent qu'à la limite, lorsque deux courants d'opinions de force égale s'affrontent, il n'est plus possible de dire

quelles sont les opinions atypiques ; et que, lorsqu'un individu est aussi souvent en accord qu'en désaccord avec son groupe, on ne sait plus dans quelle catégorie il doit être rangé. La nécessité de « coter » l'atypicalité s'impose.

Les considérations qui précèdent conduisent à une double méthode de cotation naturelle. D'abord, en ce qui concerne l'atypicalité d'une opinion, plus faible sera la proportion des sujets qui l'adoptent, plus grande sera cette atypicalité, ou, si l'on préfère, plus faible sa typicalité. Le pourcentage des réponses de cette sorte donnera ainsi très simplement un index de leur typicalité. Cet index variera clairement entre un lorsque la typicalité sera totale, et une quantité aussi petite de zéro qu'on voudra lorsqu'au contraire l'atypicalité sera totale. Nous prendrons pour « cote de typicalité-atypicalité », ou plus simplement pour « cote d'atypicalité » ce pourcentage des réponses. Nous nous rappellerons qu'une cote basse indique une forte atypicalité, une cote élevée une forte typicalité. — Mais, en même temps, cette cote pourra évidemment servir à caractériser l'atypicalité ou la typicalité d'un individu qui aura fait cette réponse. S'il a passé un ensemble de tests d'opinion, en associant, par exemple par addition, les cotes qu'il a obtenues dans les différents tests, on obtiendra une cote globale, composite, permettant de se faire une idée précise de son atypicalité d'ensemble. On pourra ramener cette cote composite à varier encore entre zéro et un si l'on prend la précaution de diviser le total par le nombre des tests passés, c'est-à-dire en prenant la moyenne des cotes. Dans la pratique, cette dernière opération n'est pas nécessaire, car, en général, l'étude de l'atypicalité a lieu à l'intérieur d'une batterie de tests. De plus ces cotes n'ont guère qu'une signification ordinale, c'est-à-dire qu'elles permettent surtout de classer les individus à l'intérieur du groupe qui a été testé. Nous disposons désormais d'une méthode simple et naturelle pour évaluer,

soit la cote d'atypicalité d'une opinion, soit la cote d'un individu pour un test ou une série de tests (1). C'est la possession de cette méthode qui va rendre possible l'étude expérimentale de l'atypicalité.

Or, quels sont les problèmes qui se posent au sujet de l'atypicalité ? Les auteurs qui se sont surtout intéressés à cette caractéristique des opinions, c'est-à-dire F. H. Allport et D. A. Hartman, d'une part, Vetter d'autre part, ne mettent pas en doute qu'il s'agit là d'un véritable trait de la personnalité psychosociale. Ce qu'ils recherchent donc, c'est surtout les facteurs qui déterminent ce trait. Dans un autre travail, nous avons rendu compte des résultats auxquels ils sont arrivés. Nous avons rappelé que, selon Vetter notamment, « les atypiques sont moins ascendants, plus introvertis, moins intelligents, moins stables émotionnellement, plus originaux dans leurs associations d'idées, et moins suggestibles » (2). Mais nous avons vu également que ces dispositions psychologiques ne sont peut-être pas déterminantes, et que « l'atypicalité a des conditions autant sociologiques que psychologiques » (3). C'est ce second aspect, sans doute le plus important, de la détermination de l'atypicalité que nous allons d'abord nous proposer d'étudier ici. L'étude des facteurs déterminants de l'atypicalité sera ainsi le premier problème de ce chapitre. Ensuite, nous étudierons la manière dont l'atypicalité se distribue dans un groupe social. La suite de cet exposé permettra de mieux apprécier l'intérêt de cette deuxième question. Enfin nous rechercherons dans quelle mesure l'atypicalité peut être légitimement considérée comme un trait psychologique ou psychosocial. Sur

(1) Cf. F. H. Allport and D. A. Hartman, The measurement and motivation of atypical opinion in a certain group, *Am. Polit. Sc. Rev.*, 1925, 19, 735-760. — G. B. Vetter, The measurement of social and political attitudes and the related personality factors, *J. abn. and Soc. Ps.*, 1930, 27, 149-189.

(2) *Théorie des opinions*, chap. VIII, § 2.

(3) *Ibid.*

ce point, nous nous proposons de prolonger les études de Allport et Hartman et de Vetter. Ces trois problèmes constitueront la matière de ce chapitre.

## (2) Étude des facteurs déterminants

On vient de voir de quelle manière peuvent être évaluées les cotes d'atypicalité d'individus ayant été soumis à un ensemble de tests d'opinions. Sans qu'il soit besoin de quantifier les différentes nuances d'opinions, il suffira de calculer le pourcentage d'apparition de chaque réponse dans le groupe étudié : ce pourcentage sera la cote d'atypicalité de la réponse correspondante. La somme de ces cotes obtenues par un individu correspondant aux réponses qu'il a fournies, sera la cote d'atypicalité de cet individu pour l'ensemble des tests. Nous avons établi, selon ce procédé, et pour chacune des deux enquêtes retenues pour l'analyse, le tableau des cotes d'atypicalité des deux cent vingt-neuf et trois cent treize individus respectivement, dont nous avons obtenu les réponses à toutes les questions.

Mais les données expérimentales ne nous fournissent pas seulement l'indication des réponses individuelles. Elles nous font connaître en même temps l'âge et la profession de chaque individu, et nous donnent en outre un certain nombre de renseignements, dont on peut tirer une conclusion, au moins approximative, sur le niveau de fortune de chaque sujet interrogé. Il est donc possible de rechercher si l'âge, la profession, la fortune, ont une action sur les opinions au point de vue de l'atypicalité. On se souvient que Vetter a cru établir, notamment, que les individus appartenant à des familles ayant un revenu inférieur manifestent une tendance à être plus atypiques. Ces caractéristiques sociologiques pourraient ainsi être considérées comme des « facteurs » d'atypicalité. Les possibilités de nos données expérimentales nous permettent de mettre à l'épreuve une telle hypothèse.

En arrivant à ce point, il convient que nous précisions la méthode d'analyse statistique qui paraît légitime pour mener à bien cet examen. Nous avons d'ailleurs déjà abordé cette question antérieurement (cf. *supra*, p. 16-19). Supposons que nous ayons calculé les moyennes des cotes d'atypicalité pour deux catégories d'âges. Nous pourrions évidemment comparer ces deux moyennes. Et il y a bien des chances que ces moyennes ne soient pas absolument identiques. Nous verrons donc que l'une d'elles est plus élevée, par exemple celle de la catégorie des individus plus âgés. Nous serons donc tentés de conclure que les individus plus âgés sont plus typiques. En fait, c'est à une comparaison de cette nature que se livre Vetter. Mais elle est loin d'être irréprochable. Si on se contentait de dire que dans les échantillons étudiés, les individus plus âgés sont les plus typiques, la conclusion serait pleinement légitime. Mais elle n'aurait pas un bien grand intérêt. Il serait toujours possible qu'une autre expérience donnât un résultat contradictoire, une troisième un résultat conforme au premier, une quatrième contradictoire, et ainsi de suite. On ne s'y limite d'ailleurs pas. Une généralisation est sous-entendue dans la conclusion à laquelle on est conduit. Il s'agit d'examiner quelle est la valeur de cette généralisation implicite.

Une épreuve n'est en réalité qu'un échantillon pris, par la force des choses, parmi un nombre indéfini d'épreuves possibles. Ces différentes épreuves,  $E_1$ ,  $E_2$ ,  $E_3$ , etc., donneraient des couples de valeurs moyennes ( $M_1$ ,  $M'_1$ ), ( $M_2$ ,  $M'_2$ ), ( $M_3$ ,  $M'_3$ ), dont chacune varie ou fluctue autour des « vraies » valeurs ( $M$ ,  $M'$ ) inconnues. Si on considère une quelconque de ces épreuves,  $E_i$ , qui sera par exemple la nôtre, ayant donné un certain couple de valeurs ( $M_i$ ,  $M'_i$ ), ces valeurs sont situées quelque part autour des « vraies » valeurs. Or, si l'on suppose que les différentes épreuves possibles, et la nôtre en particulier, ont été choisies au hasard, c'est-à-dire d'une manière qui n'est pas tendan-

cieuse par rapport au problème que nous étudions (l'effet de l'âge sur les cotes d'atypicalité), la distribution de ces couples de valeurs est connue. C'est la loi de distribution des erreurs, que l'intégrale de Laplace-Gauss représente d'une manière suffisamment approchée. Cette fonction est déterminée si nous connaissons l'écart-type de la distribution. Cet élément statistique se définit comme la racine carrée de la fluctuation, ou variance, des valeurs empiriques  $M_i$  autour de la vraie valeur  $M$ . Cette fluctuation, ou variance, est elle-même définie comme le quotient de la somme des carrés des différences  $M_i - M$ , par le nombre de toutes les épreuves. Elle se représente par le symbole  $\sigma^2$ , et l'on a

$$\sigma^2 = \frac{\sum (M_i - M)^2}{N}$$

Jusqu'ici, nous n'avons absolument aucun moyen de déterminer cet élément statistique, car nous ignorons totalement quelle est la « vraie » valeur  $M$ , et même nous ne connaissons parmi toutes les valeurs empiriques  $M_1, M_2, M_3, \dots$ , qu'une seule valeur, savoir  $M_i$ . Fort heureusement, une proposition fondamentale de la statistique théorique nous apprend que « si une quantité est déterminée normalement avec une variance  $\sigma^2$ , la moyenne d'un échantillon pris au hasard de  $n$  telles quantités est distribuée normalement avec une variance  $\frac{\sigma'^2}{n}$  ». En d'autres termes nous pouvons écrire

$$\sigma^2 = \frac{\sigma'^2}{n}$$

Et non seulement nous connaissons la distribution des valeurs  $M_i$  autour de leur vraie valeur  $M$ , mais encore, ce qui nous intéresse présentement, nous connaissons la distribution des différences telles que  $(M_i - M_j)$ . En effet, la variance de la différence de deux variables indépendantes (c'est-à-dire telles que les valeurs de l'une ne soient pas liées aux valeurs de l'autre), est égale à la

somme de leurs variances. Or l'intégrale de Laplace-Gauss (dont les valeurs ont été mises en table), nous permet de calculer la probabilité pour qu'une valeur aléatoire mesurée à partir de la moyenne de la distribution de ces valeurs prise pour origine et avec une unité égale à la racine carrée de la fluctuation ou variance (appelée écart-type ou erreur-type), excède une valeur déterminée. En d'autres termes, si nous connaissions exactement la variance « vraie » des cotes d'atypicalité autour de chaque moyenne dans les deux catégories d'âges étudiés, nous pourrions en déduire immédiatement la variance « vraie » de la différence de ces moyennes et, en nous reportant à une table de la courbe normale, trouver la probabilité, c'est-à-dire la proportion des cas, pour laquelle cette différence pourrait être plus petite que la différence observée expérimentalement, sans préjudice pour le fait qu'il existe bien une différence réelle entre les cotes d'atypicalité des deux catégories.

Toutefois cette discussion, que nous avons exposée à cause de sa simplicité, et parce que l'esprit de celle qui va suivre restera le même, est encore très théorique. Elle suppose en effet que nous pouvons déterminer les variances « vraies » des différentes distributions. Mais ce n'est là qu'une hypothèse purement mathématique. Nous n'avons aucun moyen de calculer les variances « vraies ». En place de  $\sigma^2$ , nous avons seulement son *estimation*  $s^2$ , la variance ou fluctuation empirique, quotient de la somme des carrés des différences entre les valeurs observées et la moyenne expérimentale de ces valeurs. C'est le très grand mérite d'un auteur connu sous le pseudonyme de Student, d'avoir mis au point une autre procédure pour déterminer si la valeur est significative. Student a en effet réussi à calculer et à mettre en table la distribution d'une certaine valeur  $t$  définie ci-après, suivant le nombre  $n$  de degrés de liberté utilisés pour évaluer empiriquement la valeur dont on étudie la signification. Ce nombre  $t$  est le rapport entre la valeur empirique et l'erreur-type estimée empiriquement

de cette valeur. Comme dans le cas d'une distribution normale, mais cette fois selon le nombre  $n$  des degrés de liberté utilisés, la table de  $t$  construite par Student donne la probabilité pour que la différence observée (ici la différence entre deux moyennes de cotes d'atypicalité dans deux cas différents) ne soit pas une vraie différence.

Il importe, puisque nous allons nous en servir constamment, de bien comprendre le sens de cette probabilité. Elle concerne la distribution des résultats qu'on aurait obtenus si on avait fait un grand nombre d'épreuves au lieu d'une seule. Les résultats de cette seule expérience nous conduisent à une certaine conclusion : par exemple que les sujets jeunes sont plus atypiques que les sujets âgés. La probabilité trouvée en utilisant le test  $t$  signifie que la conclusion a contre elle cette probabilité que les sujets jeunes paraissent encore plus atypiques, bien qu'ils le soient tout juste autant en réalité. Par exemple, si l'on trouve que la probabilité  $p$  vaut 0,60, cela signifie que si l'on avait fait un très grand nombre d'épreuves analogues, dans 60 % des cas, par le simple effet du hasard, les différences observées eussent été au moins aussi grandes, bien que la différence vraie soit nulle. Cette probabilité constitue donc un argument, puissant parce qu'exact, que pourrait opposer un contradicteur. La conclusion tirée des résultats ne peut être généralisée, prétendra notre contradicteur, parce que d'autres épreuves pourraient aussi bien donner des résultats en sens contraire. La probabilité trouvée juge la contradiction. On pourrait nommer cette probabilité, probabilité de « l'hypothèse contraire ». On trouvera cette probabilité  $p$  dans la table de  $t$  publiée par Fisher (1). C'est elle que nous utiliserons pour notre analyse. Cette probabilité doit elle-même être interprétée. A partir de quelle valeur de  $p$  devons-nous considérer que l'hypothèse contraire devient assez puissante pour

(1) *Statistical methods*, 6<sup>e</sup> éd., p. 166.

que la conclusion apparaisse comme fortement douteuse ? Il y a ici évidemment une question de jugement, à quoi aucune considération mathématique ne saurait suppléer. En suivant Fisher, nous admettrons (cf. *supra*, p. 32) qu'on peut considérer l'hypothèse (contraire) comme suspecte si  $p$  est inférieur à 0,05.

La méthode étant ainsi rendue claire, nous pouvons maintenant procéder à l'exposé des résultats auxquels elle a conduit. On a fait porter l'analyse sur trois facteurs sociologiques plausibles de l'atypicalité, l'âge, le niveau de fortune, la profession. Au point de vue de l'âge, on a classé les sujets en cinq catégories, savoir :

- 1<sup>o</sup> de vingt à vingt-neuf ans, représentée par le symbole (2) ;
- 2<sup>o</sup> de trente à trente-neuf ans, représentée par le symbole (3) ;
- 3<sup>o</sup> de quarante à quarante-neuf ans, représentée par le symbole (4) ;
- 4<sup>o</sup> de cinquante à cinquante-neuf ans, représentée par le symbole (5) ;
- 5<sup>o</sup> de soixante ans et au delà, représentée par le symbole (6).

Au point de vue des revenus, on a classé les sujets en quatre catégories :

- 1<sup>o</sup> revenus faibles et très faibles, représentée par le symbole (F) ;
- 2<sup>o</sup> revenus moyens, représentée par le symbole (M) ;
- 3<sup>o</sup> revenus supérieurs à la moyenne, représentée par le symbole (A) ;
- 4<sup>o</sup> revenus élevés et très élevés, représentée par le symbole (R).—

Enfin les sujets ont été classés, au point de vue de leurs professions, dans les quatre catégories suivantes :

- 1<sup>o</sup> personnes employées à quelque titre que ce soit dans

- l'agriculture, la pêche, les métiers forestiers, représentée par le symbole (P) ;
- 2<sup>o</sup> personnes exerçant des fonctions manuelles dans l'industrie (ouvriers), représentée par le symbole (O) ;
- 3<sup>o</sup> personnes employées dans les fonctions de l'État, ou exerçant une fonction subalterne non manuelle dans l'industrie ou le commerce (employés), représentée par le symbole (E) ;
- 4<sup>o</sup> personnes exerçant une fonction autonome ou de direction dans le commerce, l'industrie, les professions libérales, etc., représentée par le symbole (D).

On a ensuite calculé, pour chaque catégorie, le nombre  $N$  des individus tombant dans cette catégorie, la moyenne  $M$  de leurs cotes d'atypicalité, la variance estimée de la distribution,  $s^2$ , la variance estimée de la moyenne  $\frac{s^2}{N}$ .

Ensuite dans chaque groupe de catégories, on a comparé les catégories deux à deux, en prenant la différence des moyennes, en calculant l'erreur-type de la différence, en faisant le quotient  $t$  de la différence par son erreur-type, enfin en cherchant dans la table de  $t$ , suivant le nombre  $n$  de degrés de libertés avec lesquels la comparaison a été obtenue, la valeur  $p$  de la probabilité de l'hypothèse contraire, c'est-à-dire de l'hypothèse suivant laquelle la différence est due seulement aux erreurs d'expérience.

Les trois tableaux ci-après donnent, pour chacune des deux expériences, les résultats de ces comparaisons. Le signe  $<$  signifie « plus atypique que », le signe  $>$  signifie « plus typique que ». Le signe  $+$  signifie que la différence est statistiquement significative, le signe  $=$  signifie que la différence n'est pas statistiquement significative.

TABLEAU V

COMPARAISON DES MOYENNES DES COTES D'ATYPICALITÉ  
SUIVANT L'ÂGE

| EXPÉRIENCE I |                   |           | EXPÉRIENCE II |            |           |
|--------------|-------------------|-----------|---------------|------------|-----------|
| Âges         | p                 | Signific. | Âges          | p          | Signific. |
| (2) > (3)    | $0,80 < p < 0,90$ | =         | (2) < (3)     | $p = 0,06$ | =         |
| (2) > (4)    | $p < 0,05$        | =         | (2) < (4)     | $p < 0,01$ | +         |
| (2) > (5)    | $0,20 < p < 0,30$ | =         | (2) < (5)     | $p < 0,01$ | +         |
| (2) > (6)    | $0,10 < p < 0,20$ | =         | (2) < (6)     | $p < 0,01$ | +         |
| (3) > (4)    | $p < 0,05$        | =         | (3) < (4)     | $p < 0,01$ | +         |
| (3) > (5)    | $0,20 < p < 0,30$ | =         | (3) < (5)     | $p = 0,03$ | +         |
| (3) > (6)    | $0,10 < p < 0,20$ | =         | (3) < (6)     | $p < 0,01$ | +         |
| (4) < (5)    | $p = 0,40$        | =         | (4) > (5)     | $p < 0,01$ | +         |
| (4) < (6)    | $0,40 < p < 0,50$ | =         | (4) < (6)     | $p = 0,80$ | =         |
| (5) > (6)    | $0,80 < p < 0,90$ | =         | (5) < (6)     | $p < 0,01$ | +         |

TABLEAU VI

COMPARAISON DES MOYENNES DES COTES D'ATYPICALITÉ  
SUIVANT LE REVENU

| EXPÉRIENCE I |                   |           | EXPÉRIENCE II |                   |           |
|--------------|-------------------|-----------|---------------|-------------------|-----------|
| Revenus      | p                 | Signific. | Revenus       | p                 | Signific. |
| (F) > (M)    | $0,70 < p < 0,80$ | =         | (F) < (M)     | $0,40 < p < 0,50$ | =         |
| (F) > (A)    | $0,30 < p < 0,40$ | =         | (F) < (A)     | $0,05 < p < 0,10$ | =         |
| (F) > (R)    | $p < 0,05$        | =         | (F) < (R)     | $0,05 < p < 0,10$ | =         |
| (M) > (A)    | $0,30 < p < 0,40$ | =         | (M) < (A)     | $p < 0,02$        | +         |
| (M) > (R)    | $p < 0,02$        | +         | (M) < (R)     | $p < 0,02$        | +         |
| (A) > (R)    | $0,10 < p < 0,20$ | =         | (A) < (R)     | $0,50 < p < 0,60$ | =         |

TABLEAU VII

COMPARAISON DES MOYENNES DES COTES D'ATYPICALITÉ  
SUIVANT LA PROFESSION

| EXPÉRIENCE I |                   |           | EXPÉRIENCE II |                   |           |
|--------------|-------------------|-----------|---------------|-------------------|-----------|
| Profession   | p                 | Signific. | Profession    | p                 | Signific. |
| (O) > (D)    | $0,10 < p < 0,20$ | =         | (O) < (D)     | $p < 0,01$        | +         |
| (O) > (E)    | $p = 0,60$        | =         | (O) < (D)     | $p = 0,05$        | =         |
| (O) < (P)    | $0,80 < p < 0,90$ | =         | (O) < (P)     | $p < 0,05$        | =         |
| (E) < (P)    | $0,30 < p < 0,40$ | =         | (E) < (P)     | $0,80 < p < 0,90$ | =         |
| (E) > (D)    | $0,30 < p < 0,40$ | =         | (E) < (D)     | $0,10 < p < 0,20$ | =         |
| (P) > (D)    | $0,05 < p < 0,10$ | =         | (P) < (D)     | $0,10 < p < 0,20$ | =         |

L'examen de ces tableaux suggère plusieurs remarques. D'abord, deux faits massifs sautent aux yeux. Le premier et le plus évident, c'est que presque toutes les comparaisons d'une expérience sont contredites par l'autre expérience. Le second fait, c'est qu'une majorité des comparaisons ne sont pas significatives. Les contradictions sont au nombre de dix-neuf sur vingt-deux cas, soit 86 % des cas. Les comparaisons non significatives sont au nombre de trente-deux sur quarante-quatre, soit 73 %. Il est d'une extrême importance de ne pas dissocier ces deux faits. Si l'on ne tenait compte que du premier en négligeant le second, on pourrait conclure que l'expérience a été mal conduite, ou encore que le contenu des deux épreuves est très différent, ou enfin, en se hasardant à une généralité plus grande, que l'expérience en général est incapable de faire apparaître l'effet des facteurs de l'atypicalité. Ces contradictions s'expliquent au contraire très bien quand on sait qu'elles opposent des comparaisons qui en général ne sont pas significatives. Inversement, si des comparaisons que l'analyse statistique fait apparaître comme non significatives se retrouvaient pourtant confirmées dans des épreuves successives, on pourrait être tenté de conclure (d'une manière tout à fait illégitime d'ailleurs) qu'il est possible de passer outre au verdict de l'analyse statistique, et que la constance relative des observations autorise des conclusions sur lesquelles les épreuves de signification ont jeté la suspicion. A moins qu'on n'aille imaginer peut-être que les conditions des deux épreuves ont été tellement semblables et en même temps tellement tendancieuses, qu'un échantillonnage également incorrect des sujets ou des tests a apporté des résultats analogues et d'ailleurs dépourvus de valeur. La coexistence de ces deux faits ruine toute possibilité de conclusions de cette nature. Elle montre au contraire l'impérieuse nécessité de recourir à l'analyse statistique pour l'interprétation des résultats expérimentaux.

La logique inductive classique serait incapable de légitimer dans les circonstances présentes. Supposons par exemple que seule l'expérience I ait été réalisée, et que l'on considère l'ensemble des comparaisons par âges. Bien que les différences soient faibles, il est remarquable qu'elles vont toutes, à une exception près (la comparaison (4)-(6)), dans le même sens. Belle occasion, assurément, pour utiliser le canon de la méthode des variations concomitantes ! « Un phénomène qui varie d'une manière quelconque toutes les fois qu'un autre phénomène varie d'une certaine manière est une cause ou un effet de ce phénomène, ou lui est lié par quelque fait de causation. » Or en opérant sur deux cent vingt-neuf cas, nombre déjà respectable, on a trouvé que lorsque l'âge des sujets augmente, leur atypicalité augmente également. On n'hésitera pas à conclure que l'atypicalité est une fonction de l'âge. Et l'on pourra même trouver une bonne raison pour commenter ce résultat. En vieillissant, le sujet prend davantage conscience de lui-même, il résiste davantage aux influences du milieu, sa personnalité se constitue et s'affirme. Malheureusement, si nous recommençons deux mois plus tard l'expérience dans des conditions analogues, nous trouverons toutes les relations renversées, et la même méthode des variations concomitantes nous conduira à conclure que c'est la typicalité qui augmente avec l'âge. Ce fait, reprendra-t-on, n'a rien de surprenant, car la jeunesse est audacieuse, infatuée d'elle-même. Le sujet d'âge mûr est de sens plus rassis, et il connaît le tribut qu'il doit payer au conformisme social jusque dans ses opinions. Il faut donc s'attendre, conclura-t-on, à ce que les jeunes soient plus atypiques, les vieux plus typiques. Quant à trancher la contradiction entre ces deux conclusions également possibles, la logique inductive classique est totalement impuissante à le faire, et l'interprétation réflexive ne le peut pas davantage. N'eût-elle amené que ce résultat, l'étude des facteurs d'atypicalité eût fait déjà ressortir, en nous mettant en

présence du double fait dont nous parlions, la nécessité de recourir à l'analyse statistique pour l'interprétation des données de l'expérience.

Elle nous confronte, il est vrai, avec une contradiction à première vue embarrassante. La catégorie (M) apparaît comme moins typique que la catégorie (R) dans une expérience, comme plus typique dans l'autre expérience, et cela avec des probabilités importantes et égales. Ne se retrouve-t-on pas dans une situation identique à celle que nous décrivions il y a un instant ? Il ne nous le semble pas. Les catégories d'âges sont parfaitement définies. Aucune incertitude ne reste sur l'âge de chacun des sujets. La profession elle-même, est connue avec une approximation suffisante. Il n'en va pas de même du niveau de fortune. Les sujets n'ont pas été interrogés sur ce point, parce qu'ils n'auraient pas répondu. Leur attribution dans l'une ou l'autre catégorie a été faite à partir de certains critères objectifs, plus ou moins grossiers, plus ou moins trompeurs. La possession d'une automobile, l'utilisation d'un téléphone, la présence d'une domestique, même combinés avec la considération de la profession, ne sont pas des indices univoques. On doit attribuer à la grande incertitude qui plane sur l'attribution des sujets à une catégorie de niveau de fortune, la contradiction qui peut être relevée dans ce groupe de catégories.

Et maintenant, quelle conclusion spécifique peut-on tirer de cette étude ? Assez peu de chose, au moins positivement, si l'on pense à l'hypothèse qui a guidé ce travail. On recherchait si l'âge, le niveau de fortune et la profession ont une influence sur l'atypicalité des sujets. Plusieurs préconceptions étaient possibles. On a déjà indiqué, en passant, celles qui concernent l'effet de l'âge. — En ce qui concerne la fortune, on pourrait imaginer que, l'atypicalité étant un fruit de la maturité personnelle, de l'intelligence et de l'information, du caractère et du sens des responsabilités, les personnes les plus riches devraient être

en même temps les plus hétérodoxes. Il est vrai qu'on pourra observer en sens contraire que les opinions majoritaires sont souvent les plus conservatrices, et que les sujets à revenu élevé sont souvent aussi les plus conservateurs. Entre ces deux possibilités, l'expérience n'a pas permis de trancher. — De même, on aurait pu penser que la profession joue son rôle. Ainsi, les ouvriers, ou les employés qui mènent une vie sociale beaucoup plus intense que les ruraux dont l'habitat est en général dispersé, auraient pu, pour cette raison, apparaître comme plus typiques. Ou bien, puisqu'ils adoptent souvent des opinions plus avancées que ces derniers, et qu'il existe une relation entre l'atypicalité et le radicalisme, on aurait pu trouver au contraire qu'ils sont plus atypiques. Les résultats des deux enquêtes tendraient à confirmer cette deuxième manière de voir, si les probabilités que le sens des différences soient dues au hasard, n'étaient pas aussi considérables. — Finalement, la seule conclusion un peu fondée qu'on puisse dégager de l'analyse, est relative seulement à l'effet de l'âge. Il semble exister une tendance assez constante et assez significative à l'augmentation de la typicalité avec l'avancement de l'âge. Encore faut-il ajouter que cette tendance n'apparaît que dans l'une des deux expériences. C'est, il est vrai, statistiquement possible. Le hasard a pu faire que nous ayons rencontré avec l'expérience I l'un des cas où les erreurs sont tellement grandes, qu'elles tendent à renverser le sens des comparaisons. Toutefois, une telle manière de raisonner ne paraît pas complètement légitime. Il ne nous est pas permis, à partir du moment où nous disposons des résultats de deux expériences, de retenir seulement ceux de l'une des deux parce qu'ils nous agréent plus ou moins, et de discuter la part qui revient aux autres, une fois les premiers posés comme conclusion. C'est l'ensemble des deux résultats qui constitue le tout à partir de quoi nous devons élaborer notre conclusion. Or les résultats contradictoires

de la première expérience, bien que doués d'une très faible probabilité, n'en infirment pas moins avec cette probabilité, les résultats plus sûrs de la seconde. Un intéressant et d'ailleurs difficile problème de logique probabiliste se pose ici : comment faut-il combiner les résultats contradictoires de deux expériences exécutées dans les mêmes conditions et dont la valeur de probabilité est connue ? Mais le sens commun nous invite déjà à considérer que le premier résultat diminue certainement la portée du second et laisse planer un doute, difficile à évaluer exactement, sur la valeur d'une conclusion qu'on fonderait sur l'expérience II considérée seule.

En résumé, l'examen statistique des données des deux expériences ne permet guère d'affirmer que l'âge, le niveau de fortune, ou la profession aient une influence bien nette sur l'atypicalité d'un sujet. On peut même dire qu'on a trouvé une indication assez forte de l'illégitimité d'une telle hypothèse en ce qui concerne les deux derniers facteurs. Les résultats expérimentaux suggèrent l'idée que l'atypicalité n'est pas vraiment conditionnée par des facteurs sociologiques. On arriverait à une telle conclusion si l'on admettait que l'atypicalité est seulement un trait psychologique de la personnalité, jouissant d'une indépendance relative à l'égard des déterminations extrinsèques qui enchaînent d'une manière fatale le comportement d'opinion d'un sujet. Cette hypothèse recevra des confirmations intéressantes, si l'on montre que la distribution de l'atypicalité ressemble à la distribution des autres traits fondamentaux de la personnalité, et que cette caractéristique possède la stabilité et la généralité propres aux traits. Ces deux points vont être étudiés dans les deux sections suivantes.

### (3) Étude de la distribution

La notion de distribution, après les explications données au chapitre II, doit être claire maintenant. On désigne

par cette expression la manière dont les fréquences se répartissent entre les différents degrés de l'élément que les individus peuvent posséder. Si l'on porte les degrés en abscisses et les fréquences en ordonnées, la distribution est la forme de la courbe passant par les milieux des côtés supérieurs de l'histogramme obtenu expérimentalement.

Si l'atypicalité-typicalité est un trait psychologique indépendant, sa distribution dans un groupe d'individus testés doit affecter la forme générale des distributions des traits psychologiques. Mais une telle forme générale a-t-elle été établie ? La question est encore passablement discutée. Pour beaucoup d'auteurs, il n'est pas douteux que cette forme doit être la distribution normale (c'est-à-dire, conforme à la loi de Laplace-Gauss). L'un d'eux par exemple n'hésite pas à écrire : « Le fait de la distribution normale des traits de la personnalité est l'une des pierres angulaires sur laquelle repose la théorie moderne de la personnalité (1). » Et en effet, il ne manque pas de bonnes raisons pour soutenir cette affirmation. Les traits individuels des sujets, dans une population donnée, sont produits par un nombre considérable de causes indépendantes, de nature biologique, psychologique, psychosociale, par leur histoire, leurs expériences, etc. ; et ces causes doivent être réparties au hasard entre les différents sujets. La distribution des degrés du trait qui en résultent, doivent donc se conformer à la loi de répartition d'une variable aléatoire, produite par une infinité de causes réparties au hasard, c'est-à-dire à la loi normale de distribution des erreurs. En fait, de nombreuses mesures biométriques ou psychométriques font apparaître cette loi de distribution. Cependant on peut objecter à cette conception au moins deux remarques (2). En premier lieu, la variable étudiée n'est-elle pas composée réellement de deux traits antithétiques

(1) J. F. Brown, *Psychology and the Social Order*, New-York, 1936, p. 247.

(2) Cf. G. W. Allport, *Personality, a psychological interpretation*, New-York, 1937, p. 332-337.

au lieu d'un seul ? Par exemple, l'ascendance-soumission, dont les degrés sont rapportés à un continu de variation, n'est-il pas un trait double, constitué par la juxtaposition de deux manières originales pour l'individu de s'adapter aux circonstances dans lesquelles il peut se trouver placé ? La soumission n'est pas seulement l'absence d'ascendance. Elle est une manière positive de s'adapter, aussi positive que la manière ascendante. La méthode de comportement qui consiste à céder systématiquement dans toutes les circonstances sociales de la vie est chez beaucoup de sujets une disposition bien intégrée. C'est leur *style de vie* tout autant que l'attitude dominatrice prise dans les mêmes conditions par d'autres sujets. De même, la typicalité est sans doute plus que l'absence d'atypicalité : c'est une manière de réagir positive, qui consiste à choisir constamment une attitude conformiste. Il serait donc illégitime, du point de vue psychologique pur, de mesurer sur un seul continu des traits doubles en réalité. D'un autre côté, on peut mettre également en question la supposition suivant laquelle les degrés du trait sont distribués au hasard. La plupart des traits sont, non pas psychologiques ou biologiques, mais psychosociaux. Ils commandent des comportements dans des situations sociales. Aux déterminations biologiques se joignent des déterminations sociologiques. Et tandis que les premières sont réparties au hasard par les lois de l'hérédité, ces dernières imposent à tous les individus des normes qui inclinent la conduite de tous les individus dans la même direction. Ainsi la ponctualité des ouvriers dans l'heure d'arrivée à l'usine, n'est pas seulement conditionnée par des dispositions biologiques à arriver les uns plus tôt, les autres plus tard que l'heure prescrite. Elle est sanctionnée socialement, et cette sanction tend à faire arriver tous les ouvriers exactement à l'heure du début du travail. Ces conditions sociales doivent avoir pour effet de conformer toutes les conduites au type de conduite prescrit socialement. Or il semble

derechef que cette remarque s'applique au cas du trait de typicalité-atypicalité : d'une manière générale, l'opinion non-conformiste est blâmée dans le groupe social, quand elle n'entraîne pas des sanctions matérielles. Ces deux remarques tendent à faire douter que le trait de typicalité-atypicalité soit distribué normalement.

Cependant, la première remarque repose peut-être sur une méprise. A supposer que l'ascendance et la soumission, que la typicalité et l'atypicalité soient respectivement deux manières originales de se comporter psychologiquement, deux modes d'intentions différents de nature, il n'en reste pas moins que, pour l'observateur, ces deux modes d'intentions sont inaccessibles. Tout ce qu'il observe objectivement, ce sont des conduites graduellement différentes. On est incapable, en présence d'un tableau de résultats expérimentaux, de décider lequel des individus testés est le dernier ascendant ou atypique, lequel est le premier typique ou ayant une tendance à la soumission. Tous les intermédiaires sont possibles, et effectivement observés. En ce qui concerne l'ascendance-soumission, G. W. Allport lui-même, qui fait cette critique de principe, a constaté expérimentalement que le plus grand nombre des sujets ne sont ni franchement ascendants, ni franchement soumis. La pensée dichotomique, qui classe les individus dans des types opposés et exclusifs, éclairerait certainement les différences entre les individus, mais elle n'est pas adaptée aux résultats expérimentaux. — Quant à la seconde remarque, suivant laquelle les traits seraient déterminés sociologiquement, et, par conséquent, seraient distribués d'une manière toute différente de la loi normale, elle ne peut être fondée que sur l'observation des faits. Par exemple, pour savoir si la ponctualité est distribuée suivant une courbe en double-J, comme le prétend F. H. Allport, ou normalement, ce que maintient Dudycha, il faut s'en référer à l'expérience seule. Sur cette question particulière, il semble que la seconde hypothèse correspond le

mieux aux faits (1). Il est d'une mauvaise méthode de préjuger par avance des résultats de l'expérience. — Par conséquent, si le trait de typicalité-atypicalité est de nature purement psychologique, il n'y a pas de raisons pour que ses manifestations objectives ne soient pas distribuées normalement. Si, au contraire, la distribution s'écarte beaucoup de la loi normale, il y aura lieu de rechercher quels sont les facteurs sociaux qui produisent cette perturbation.

Pour faire cette épreuve, nous avons examiné nos données expérimentales. Nous avons classé, dans un certain nombre d'intervalles de cotes d'atypicalité, les cotes individuelles composites calculées suivant le procédé expliqué antérieurement. Nous avons ensuite calculé les fréquences théoriques qui auraient été observées à l'intérieur de chaque intervalle, si la distribution avait suivi rigoureusement la loi normale. Enfin nous avons utilisé le test de  $\chi^2$  pour calculer la probabilité que l'hypothèse contraire, suivant laquelle la distribution expérimentale ne serait pas normale, soit fausse. Les résultats obtenus sont donnés par le double tableau VIII ci-dessous :

TABLEAU VIII  
DISTRIBUTION DES COTES D'ATYPICALITÉ

| Milieux<br>des<br>intervalles | EXPÉRIENCE I                  |                              |                       | EXPÉRIENCE II                 |                              |                       |
|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-----------------------|-------------------------------|------------------------------|-----------------------|
|                               | Fréquence<br>expériment.<br>F | Fréquence<br>théorique<br>F' | $\frac{(F'-F)^2}{F'}$ | Fréquence<br>expériment.<br>F | Fréquence<br>théorique<br>F' | $\frac{(F'-F)^2}{F'}$ |
| 5,85                          |                               |                              |                       | 17                            | 18,31                        | 0,09                  |
| 4,75                          | 2                             | 3,60                         | 0,71                  | 63                            | 42,16                        | 10,30                 |
| 4,85                          | 16                            | 18,48                        | 0,33                  | 69                            | 67,39                        | 0,04                  |
| 3,75                          | 62                            | 50,31                        | 2,72                  | 64                            | 74,74                        | 1,54                  |
| 3,85                          | 73                            | 72,64                        | 0,00                  | 46                            | 57,62                        | 2,34                  |
| 3,75                          | 42                            | 55,60                        | 3,33                  | 34                            | 30,86                        | 0,32                  |
| 2,25                          | 26                            | 22,56                        | 0,52                  | 16                            | 11,46                        | 1,80                  |
| 1,75                          | 8                             | 4,85                         | 2,05                  | 3                             | 2,97                         | 0,00                  |
| 1,25                          |                               |                              |                       | 1                             | 0,53                         | 0,42                  |

(1) Cf. F. H. Allport, The J-curve hypothesis of conforming behavior, *J. soc. Ps.*, 1934, 5, 141-183. — G. J. Dudycha, An examination of the J-curve hypothesis based on punctuality distributions, *Sociometry*, 1937, 1, 144-154.

Le  $\chi^2$  pour la première expérience, avec six degrés de liberté, est de 9,66, correspondant à une probabilité de 0,14. Le  $\chi^2$  de la deuxième expérience est de 16,85, avec

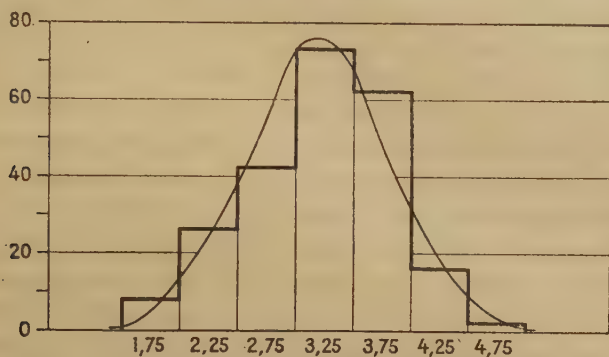


Fig. 23. — Distribution des cotes d'atypicalité (exp. I)

huit degrés de liberté, donnant une probabilité de 0,03. Les figures 23 et 24 représentent les deux histogrammes expérimentaux et les courbes normales correspondantes. — Le premier ajustement, d'une probabilité très sensiblement supérieure à 0,10, doit être considéré comme satisfaisant. Le second, l'est beaucoup moins. D'après les normes classiques, si le cas de la seconde expérience était considéré isolément, l'hypothèse de normalité devrait appa-

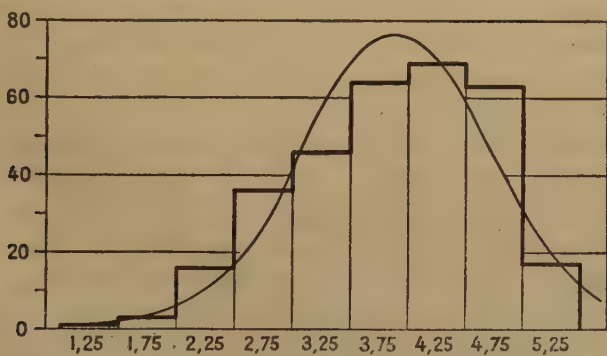


Fig. 24. — Distribution des cotes d'atypicalité (exp. II)

raître comme suspecte. Mais, nous avons déjà eu l'occasion d'en faire la remarque, l'ensemble des deux expériences est indivisible. Dans ces conditions, il ne paraît pas possible de rejeter l'hypothèse de normalité. Jusqu'à ce que l'on établisse plus clairement la preuve du contraire, il est indiqué de maintenir cette hypothèse : les distributions des cotes d'atypicalité sont normales. En conséquence, l'atypicalité se présente comme un trait, dont la répartition tend à être celle qui serait obtenue par le simple effet du hasard.

On comprend maintenant pourquoi l'hypothèse de la précédente section a été infirmée. On recherchait si l'atypicalité n'est pas l'effet de quelque facteur simple et important, tel que l'âge, le revenu, ou la profession. S'il en était ainsi, l'atypicalité ne serait pas un trait psychologique, mais la résultante de déterminations extrinsèques, biologiques ou sociologiques. Les deux hypothèses étant contradictoires, la légitimité de l'une corrobore et explique la vanité de l'autre. Les deux résultats expérimentaux que l'on a rencontrés, se soutiennent réciproquement.

#### (4) Étude de la stabilité du trait

Puisque l'hypothèse que l'atypicalité est un trait, n'est pas dépourvue de fondement expérimental, il est permis de chercher à pousser l'analyse. La distribution d'un trait est une caractéristique assez grossière. Une propriété beaucoup plus importante du trait, c'est sa stabilité. Supposons, par exemple, que la ponctualité soit un trait. On devra trouver que, si l'on soumet des individus à différentes épreuves à ce point de vue, certains individus auront constamment des cotes élevées de ponctualité, d'autres des cotes basses. Une hirondelle ne fait pas le printemps. Pour qu'un individu puisse être considéré comme possédant un trait, on demande qu'il en manifeste l'existence d'une manière régulière, dans des expériences

répétées. Ainsi en ira-t-il de l'atypicalité. Si l'on veut prétendre que certains individus sont véritablement atypiques, d'autres, typiques, il faudra encore montrer que l'atypicalité ou la typicalité d'un individu est une qualité stable.

La manière la plus simple et la plus classique en même temps d'établir la stabilité d'un trait consiste à calculer les corrélations entre les différentes cotes obtenues dans les différentes épreuves par un même individu, dans un groupe d'individus soumis à ces épreuves. Si les corrélations sont élevées, on conclura avec vraisemblance qu'une liaison linéaire existe entre ces différentes mesures. Si elles sont faibles, on pourra affirmer, sinon l'absence de toute relation, au moins l'absence d'une relation linéaire.

Rappelons d'abord que, d'après sa définition même, et la manière dont il a été introduit, le coefficient de corrélation ne peut être employé d'une manière tout à fait légitime, que lorsque les données auxquelles on l'applique, sont distribuées d'une manière normale. On se souvient que c'est justement le cas de celles dont nous disposons. Ou, plus exactement, il paraît indiqué de suspecter l'hypothèse que la distribution des cotes d'atypicalité n'est pas normale. L'usage qui va être fait du coefficient de corrélation n'est donc pas illégitime. — Maintenant, quelles sont les données que nous allons mettre en corrélation ? Deux écueils doivent être évités. D'une part, si l'on considère les cotes obtenues par les individus dans des couples de tests dont la structure est très analogue, il y aura lieu de s'attendre à des corrélations très élevées qui seront illégitimes (1). En effet, à des questions analogues, les sujets répondront d'une manière analogue. Par voie de conséquence, les deux cotes d'atypicalité d'un même individu dans un couple de tels tests se correspondront

(1) Les statisticiens anglo-américains qualifient de « spurious », c'est-à-dire « bâtarde », ce genre de corrélations.

étroitement, sans que l'atypicalité soit elle-même en cause. D'un autre côté, il peut se faire que certains tests d'opinion appellent des réponses très dispersées (si ces tests mettent en jeu des opinions privées), tandis que d'autres tests attirent une très forte proportion de réponses dans le même sens (tests d'opinion publique). Si l'on met en corrélation les cotes d'atypicalité correspondant aux réponses à des couples de tests pris dans l'une et l'autre de ces catégories, les corrélations obtenues seront indûment basses. Dans un cas comme dans l'autre, la conclusion résultant de l'étude des corrélations sera viciée dès le point de départ. C'est pourquoi il a paru plus judicieux d'étudier les corrélations entre des cotes composites. Ces cotes sont obtenues à partir de deux groupes de tests constitués de telle manière que chaque groupe contienne des proportions équivalentes de tests de chacun de ces deux types. Il n'est pas nécessaire que le nombre des tests soit rigoureusement égal dans l'une et l'autre catégorie. Il suffit que les deux catégories soient comparables. Or justement nous disposons de tels groupes, se correspondant d'une expérience à l'autre, si nous considérons, d'une part les tests de préférences, d'autre part les tests appelant des réponses par oui et par non, antérieurement décrits. Ce sont donc les cotes d'atypicalité résultant d'une part des « tests alternatifs », d'autre part des « tests de préférence », dont nous avons calculé les corrélations dans les deux expériences.

Voici maintenant quels furent les résultats obtenus :

TABLEAU IX  
CORRÉLATION DES COTES D'ATYPICALITÉ  
OBTENUES DANS LES « TESTS ALTERNATIFS »  
ET LES « TESTS DE PRÉFÉRENCE »

| Expériences | Coefficients $r$ | Erreurs probables |
|-------------|------------------|-------------------|
| I           | - 0,366          | 0,0366            |
| II          | + 0,829          | 0,0113            |

Ces résultats sont tout à fait déconcertants. Dans l'expérience I, il apparaît que la corrélation entre les cotes d'atypicalité dans les deux groupes de tests est faible et négative. Autrement dit, un sujet qui s'est montré atypique dans le premier groupe de tests possède une chance, d'ailleurs faible, de se montrer typique dans le second groupe, et inversement. Au contraire l'expérience II fait apparaître une corrélation élevée entre les cotes d'atypicalité dans les deux groupes. Un sujet typique dans le premier groupe sera vraisemblablement aussi typique dans le second, et inversement.

Un premier commentaire de cette contradiction des résultats expérimentaux consistera à alléguer que les deux expériences sont tout à fait différentes. Il est surabondamment évident qu'elles le sont, puisqu'elles conduisent à des résultats aussi différents. Mais il nous est impossible de dire en quoi elles le sont. Est-ce parce que les groupes de tests utilisés ne sont pas comparables ? Nous avons eu l'impression du contraire. Si le résultat avait été satisfaisant nous n'aurions pas eu l'idée de mettre en doute leur comparabilité. Est-ce parce que les individus utilisés sont différents ? Mais il est désirable qu'ils le soient, si l'on veut effectivement être en présence de deux épreuves, et non d'une même expérience répétée à deux mois de distance. Au surplus, les deux groupes de sujets constituent deux échantillons prélevés au hasard dans la même population, et les conclusions auxquelles nous tendons, s'efforcent d'être valables (explicitement ou implicitement) pour la population tout entière.

Il vaut donc mieux considérer que les deux expériences sont elles-mêmes seulement deux échantillons, pris dans la population indéfinie de toutes les expériences possibles. Comme il faut s'y attendre, les résultats qu'elles nous fournissent diffèrent. Il se trouve seulement qu'ils diffèrent considérablement. Mais qu'ils diffèrent peu ou beaucoup, nous avons la tâche de combiner ces résultats, en tenant

compte qu'ils sont dus à l'effet du hasard. Deux problèmes sont à résoudre successivement : quelle est la probabilité que les deux  $r$  soient effectivement différents ? Quelle valeur assigner à  $r$  si l'on considère que les deux expériences n'en forment qu'une seule ?

La solution du premier problème serait immédiate si l'erreur-type de  $r$  était distribuée normalement (l'erreur-type est un multiple de l'erreur probable). Seulement ce fait, vrai sensiblement pour les faibles valeurs de  $r$ , cesse de l'être pour les hautes valeurs de  $r$  : or le deuxième coefficient de corrélation, que nous appellerons  $r_{\pi}$  a précisément une valeur élevée. Nous serons donc conduits à étudier une certaine fonction de  $r$  appelée  $z$  et définie par la relation

$$z = \frac{1}{2} [\log_e (1 + r) - \log_e (1 - r)]$$

L'erreur-type de  $z$ , pratiquement indépendante de la corrélation, peut s'écrire approximativement

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}$$

Il nous suffira donc de calculer  $z_1$  et  $z_{\pi}$ , correspondants aux deux valeurs  $r_1$  et  $r_{\pi}$ , d'en prendre la différence, de calculer  $t$ , rapport de cette différence à son erreur-type, et de nous reporter à une table de  $t$ . Dans ces conditions, nous trouvons que la probabilité pour que la différence des  $r$  ne soit pas une vraie différence est très faible, pratiquement équivalente à la certitude du contraire.

A partir de ces calculs, la solution du deuxième problème est très rapide. Il suffit, pour combiner deux estimations indépendantes de  $r$  en une estimation meilleure, de diviser la somme des  $z$  pondérés par les variances correspondantes, par la somme des deux variances et de recalculer le  $r$  correspondant. On obtient, presque

immédiatement, en se servant d'une table appropriée :

$$r_{\text{(combiné)}} = + 0,263 (1).$$

Ce dernier coefficient de corrélation est faible. Il est d'ailleurs douteux, si l'on tient compte du résultat immédiatement précédent, qu'il présente une signification. On est amené à conclure, soit que l'analyse statistique des données par la méthode des coefficients de corrélation ne conduit à aucun résultat clair, soit qu'aucune corrélation nette n'apparaît entre les cotes d'atypicalité. De toutes manières, on n'a aucunement établi la stabilité du trait, ce qui était, souvenons-nous-en, la préoccupation essentielle de cette section. Il est impossible d'affirmer si l'atypicalité est stable ou incohérente, bien qu'il y ait une légère indication en faveur de la seconde hypothèse.

Mais c'est peut-être que la méthode utilisée était défectueuse. Ce que nous avons cherché à montrer jusqu'ici, c'est qu'à travers l'ensemble des deux groupes des sujets étudiés, n'importe quel sujet ayant fait preuve d'un certain degré d'atypicalité au cours de certains tests, fera (ou ne fera pas) preuve d'un degré d'atypicalité analogue au cours de certains autres tests. Or le problème a-t-il été bien posé ? L'échec de notre entreprise est tout à fait comparable à celui devant lequel s'est trouvé Dudycha au cours de sa remarquable étude du trait de ponctualité (2). Dudycha, se proposant de montrer que la ponctualité est un trait stable et intégré, a lui aussi tout naturellement été amené à rechercher les corrélations entre les cotes de ponctualité d'un groupe de sujets, à l'occasion de certaines épreuves dans lesquelles se manifestaient les tendances de ces sujets à être exacts ou inexacts. Contrairement à son attente, il dut constater que les corrélations étaient en général très faibles. Faisant un retour sur les

(1) Pour toutes ces questions, cf. Fisher, *Statistical methods*, p. 199 à 208.

(2) G. J. Dudycha, An objective study of punctuality in relation to personality and achievement, *Arch. Ps.*, 1936, n° 204, 54 p.

causes de cet insuccès, cet auteur écrit : « Les caractéristiques distinctives des individus sont effectivement cachées lorsqu'on traite dans son ensemble un groupe distribué relativement à des mesures faites par rapport à un certain trait. En d'autres termes, puisque la plus grande partie d'un groupe quelconque, distribué normalement, se rassemble autour d'une tendance centrale, et puisque les individus qui composent cette partie du groupe ne peuvent pas être distingués par rapport au trait qui a été mesuré, on perd complètement de vue les individus qui constituent les extrêmes de la distribution et qui, eux, se distinguent par rapport au trait mesuré, parce qu'ils constituent une minorité. Une erreur beaucoup trop répandue qui résulte de ce manque de discrimination consiste à conclure que, puisqu'on ne peut établir de distinctions dans la majorité, il n'y a personne qui possède un trait général (1). » Il nous paraît qu'on ne saurait mieux attirer l'attention sur l'erreur d'utiliser la méthode des coefficients de corrélation dans des cas de ce genre, et de toute méthode basée sur la considération de la majorité des éléments étudiés. Le fait même de la normalité de la distribution du trait devrait nous faire soupçonner que, pour les individus situés au centre de la distribution et qui sont, comme on sait, de beaucoup les plus nombreux, des influences très faibles, et que nous rapportons au hasard, les feront très aisément passer du côté des atypiques à celui des typiques. Non seulement, comme le dit Dudycha, les différences entre eux sont indistinctes, mais il est à prévoir que le sens de ces différences sera facilement renversé. La haute corrélation obtenue dans l'expérience II doit être considérée comme accidentelle. Une épreuve statistique simple nous fixera d'ailleurs rapidement sur ce point. Rangeons les données de l'expérience II dans une table à quatre cases. Dans la première, nous placerons les individus qui ont

(1) P. 41.

obtenu dans le premier groupe de tests une cote inférieure à la cote médiane et dans le deuxième groupe une cote également inférieure à la médiane. Dans la deuxième case, ceux qui ont obtenu une cote inférieure dans le premier groupe, supérieure dans le deuxième groupe. Dans la troisième, ceux qui ont obtenu une cote supérieure dans le premier groupe, supérieure dans le deuxième. Enfin dans la quatrième case nous rangerons ceux qui ont obtenu une cote supérieure à la médiane dans le premier groupe et inférieure dans le deuxième groupe. Si dans l'ensemble les résultats sont dus au hasard, il devra se trouver que les nombres dans chaque case s'écartent peu d'une répartition homogène, c'est-à-dire du cas théorique où chaque case contiendrait le quart du total des individus. En soumettant ces différences à l'épreuve de  $\chi^2$ , on trouve que la probabilité de l'hypothèse contraire, suivant laquelle les nombres sont distribués au hasard, est de 0,39, c'est-à-dire parfaitement admissible.

Une autre méthode s'impose donc, qui prendra en considération, non plus l'ensemble des individus du groupe étudié, mais les individus extrêmes. Pour ceux-là seuls, l'atypicalité, si elle est effectivement un trait, devra être un élément de discrimination. La technique à adopter ici sera très simple dans son principe. Ayant calculé les cotes composites d'atypicalité de tous les individus à partir de leurs réponses dans tous les tests, nous les rangerons dans un ordre hiérarchique par rapport à ces cotes. Les premiers seront ceux qui auront les cotes les plus basses, et par conséquent qui sont dans l'ensemble les plus atypiques. Les derniers, ayant les cotes les plus hautes, seront les plus typiques. Si maintenant nous décidons, un peu arbitrairement, de considérer comme extrêmes les individus qui constituent les 20 % de chaque extrémité de la distribution hiérarchique, nous pourrions noter individuellement les sujets qui constituent le groupe des typiques extrêmes et des atypiques extrêmes. Nous prendrons ainsi

en considération les 40 % du groupe total étudié. Nous pourrions alors rechercher s'il existe des différences significatives entre les cotes des individus appartenant à l'un et à l'autre groupes extrêmes, dans les différents tests auxquels ils ont été soumis. Pour cela, nous calculerons la moyenne des cotes d'un groupe extrême dans certains tests, la moyenne des cotes de l'autre groupe extrême dans les mêmes tests, et nous comparerons ces deux moyennes à l'aide d'une épreuve de *t*. Nous obtiendrons ainsi la probabilité de l'hypothèse contraire, suivant laquelle ces différences seraient dues au hasard. Cette probabilité nous permettra de décider si réellement le trait de typicalité-atypicalité est une caractéristique stable, chez les sujets qui ont dans l'ensemble donné l'impression d'être nettement typiques ou atypiques. Le tableau X présente les résultats de cette analyse dans les conditions mêmes où les coefficients de corrélation *r* avaient été calculés :

TABLEAU X

COMPARAISON DE LA MOYENNE DES COTES D'ATYPICALITÉ  
DANS LES GROUPES EXTRÊMES

| Expérience .     | I, tests de préf. |          | I, tests alternat. |          | II, tests de préf. |          | II, tests alternat. |          |
|------------------|-------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|---------------------|----------|
|                  | Typique           | Atypique | Typique            | Atypique | Typique            | Atypique | Typique             | Atypique |
| Moyenne.         | 1,201             | 1,120    | 2,141              | 0,761    | 1,544              | 0,656    | 2,821               | 0,988    |
| $\sigma^2$ ..... | 0,068             | 0,0020   | 0,0018             | 0,0026   | 0,0004             | 0,0029   | 0,0006              | 0,0024   |
| Différ. .        |                   | 0,081    |                    | 1,380    |                    | 0,888    |                     | 1,833    |
| $\sigma_D$ ..... |                   | 0,084    |                    | 0,066    |                    | 0,057    |                     | 0,055    |
| <i>t</i> .....   |                   | 0,968    |                    | 18,1     |                    | 15,5     |                     | 33,2     |
| <i>n</i> .....   |                   | 12       |                    | 10       |                    | 8        |                     | 10       |
| <i>p</i> .....   |                   | > 0,3    |                    | < 0,01   |                    | < 0,01   |                     | < 0,01   |

On constate que sur les quatre différences étudiées, trois sont indiscutablement significatives. Et comme les quatre cas doivent être considérés non pas isolément, mais comme un tout, les doutes sérieux que devrait nous laisser le premier d'entre eux, sont grandement diminués par la concordance des trois autres résultats. Les individus

qui sont apparus comme typiques dans l'ensemble d'un test, diffèrent nettement au point de vue de l'atypicalité dans une partie seulement de cet ensemble, des individus apparus comme atypiques dans le même ensemble, si on considère à leur tour ceux-ci dans la même partie de cet ensemble de tests. C'est une forte présomption en faveur de l'hypothèse de la généralité et de la stabilité du trait d'atypicalité.

## TABLEAUX XI ET XII

COMPARAISON DE LA MOYENNE DES COTES D'ATYPICALITÉ  
DANS LES GROUPES EXTRÊMES  
OBTENUES DANS LES DIFFÉRENTS TESTS

| Tests                | M. Typ. | M. Atyp. | D       | $\sigma_D$ | $t$    | $n$ | $p$             |
|----------------------|---------|----------|---------|------------|--------|-----|-----------------|
| <i>Expérience I</i>  |         |          |         |            |        |     |                 |
| Alternatif 1...      | 0,454   | 0,109    | 0,345   | 0,0690     | 5,000  | 7   | $p < 0,01$      |
| — 2...               | 0,442   | 0,158    | 0,284   | 0,0265     | 10,691 | 9   | $p < 0,01$      |
| — 3...               | 0,538   | 0,181    | 0,357   | 0,0316     | 11,301 | 9   | $p < 0,01$      |
| — 4...               | 0,335   | 0,186    | 0,149   | 0,0200     | 7,465  | 9   | $p < 0,01$      |
| — 5...               | 0,303   | 0,170    | 0,133   | 0,0200     | 6,650  | 9   | $p < 0,01$      |
| — 6...               | 0,514   | 0,177    | 0,337   | 0,0283     | 11,894 | 9   | $p < 0,01$      |
| De préfér. A ..      | 0,291   | 0,208    | 0,083   | 0,0224     | 3,705  | 9   | $p < 0,01$      |
| — B ..               | 0,286   | 0,221    | 0,065   | 0,0173     | 3,751  | 9   | $p < 0,01$      |
| — C ..               | 0,242   | 0,256    | — 0,014 | 0,0283     | 0,484  | 10  | $0,6 < p < 0,7$ |
| — D ..               | 0,186   | 0,162    | 0,024   | 0,0224     | 1,071  | 9   | $p = 0,3$       |
| — E ..               | 0,193   | 0,167    | 0,026   | 0,0301     | 0,874  | 10  | $p = 0,4$       |
| — F ..               | 0,229   | 0,268    | — 0,039 | 0,0245     | 1,612  | 10  | $p = 0,15$      |
| <i>Expérience II</i> |         |          |         |            |        |     |                 |
| Alternatif 1...      | 0,490   | 0,180    | 0,310   | 0,0251     | 12,355 | 8   | $p < 0,01$      |
| — 2...               | 0,261   | 0,183    | 0,078   | 0,0161     | 4,832  | 10  | $p < 0,01$      |
| — 3...               | 0,305   | 0,179    | 0,126   | 0,0145     | 8,683  | 10  | $p < 0,01$      |
| — 4...               | 0,294   | 0,211    | 0,083   | 0,0182     | 4,539  | 9   | $p < 0,01$      |
| — 5...               | 0,722   | 0,185    | 0,537   | 0,0298     | 18,013 | 5   | $p < 0,01$      |
| — 6...               | 0,593   | 0,182    | 0,411   | 0,0303     | 13,578 | 8   | $p < 0,01$      |
| — 7...               | 0,251   | 0,148    | 0,103   | 0,0183     | 5,682  | 9   | $p < 0,01$      |
| De préfér. A ..      | 0,196   | 0,203    | — 0,007 | 0,0095     | 0,747  | 10  | $0,4 < p < 0,5$ |
| — B ..               | 0,327   | 0,257    | 0,070   | 0,0161     | 4,342  | 8   | $p < 0,01$      |
| — C ..               | 0,568   | 0,269    | 0,299   | 0,0428     | 6,998  | 6   | $p < 0,01$      |
| — D ..               | 0,242   | 0,233    | 0,009   | 0,0118     | 0,771  | 8   | $0,4 < p < 0,5$ |
| — E ..               | 0,190   | 0,193    | — 0,003 | 0,0089     | 0,303  | 9   | $0,7 < p < 0,8$ |
| — F ..               | 0,393   | 0,214    | 0,179   | 0,0253     | 7,047  | 8   | $p < 0,01$      |

Pour renforcer cette présomption, nous pouvons prolonger l'analyse. Examinons les différences entre les

moyennes de l'atypicalité des typiques et des atypiques obtenues à partir des tests individuels.

Les résultats de cette nouvelle analyse sont groupés dans les tableaux XI et XII.

L'ensemble des résultats de ce tableau est extrêmement significatif et confirme pleinement nos hypothèses. Dans dix-huit sur vingt-cinq tests, les moyennes des cotes d'atypicalité des individus qui se sont montrés dans l'ensemble les plus typiques, sont plus élevées, avec une très haute probabilité, que les cotes d'atypicalité des individus qui se sont montrés dans l'ensemble les plus atypiques. Il apparaît que l'atypicalité-typicalité est un trait stable à travers un grand nombre d'épreuves variées et indépendantes.

On peut toutefois faire une dernière remarque. C'est dans les tests de préférence seulement que sont apparues les différences douteuses ou non significatives. On se souvient que nous sommes arrivés, au chapitre précédent, à la conclusion que dans leurs réactions à ces tests, les individus paraissent constituer des groupes différents. Le concept de typicalité n'a évidemment de sens précis que pour l'individu considéré à l'intérieur de son groupe. Or dans la présente étude nous avons considéré l'ensemble des sujets comme un groupe unique. Là est sans doute l'explication de la faible signification des différences, ou, si l'on préfère, de la mauvaise stabilité apparente du trait d'atypicalité dans certains tests. La considération de l'atypicalité globale ne renseigne donc qu'imparfaitement, dans certaines circonstances complexes, sur la personnalité des sujets au point de vue de leurs opinions. On verra, au chapitre suivant, comment il est possible de pousser davantage l'étude de la personnalité.

### (5) Le trait d'atypicalité

Rassemblons brièvement dans une conclusion les résultats atteints par cette étude de l'atypicalité. On est parti

de l'idée qui a guidé les recherches des travaux antérieurs sur l'atypicalité : l'atypicalité est sans doute conditionnée par des déterminations de nature sociologique. Puisque l'atypicalité et son contraire, la typicalité, expriment l'attitude de révolte ou de consentement de l'individu à l'égard des normes d'opinions existant dans son milieu, l'intégration ou le manque d'intégration de l'individu à ce milieu entraîneront l'une ou l'autre de ces attitudes. Il apparaissait que l'âge, la profession, le niveau économique, favorisent ou entravent cette intégration. De fait, Allport et Hartman, puis Vetter, ont cru apercevoir une confirmation de cette hypothèse dans l'expérience. L'utilisation d'une méthode plus rigoureuse dissipe cette illusion. Il est impossible de tirer aucune généralisation suffisamment probable de l'expérience. — Au contraire, les caractéristiques objectives de typicalité et d'atypicalité varient d'une manière continue, et tendent à se distribuer normalement. — Sans doute, dans l'ensemble, il ne paraît pas possible de parler d'un trait général stable de typicalité-atypicalité. Les cotes partielles d'atypicalité dans un ensemble de sujets soumis à une batterie de tests ne présentent pas de corrélations appréciables. Mais là encore, le premier instrument d'analyse expérimentale utilisé s'est trouvé inadapté et maladroit. Les individus moyennement typiques-atypiques présentent des réactions partielles excessivement instables. Mais c'est que ce trait ne joue aucun rôle dans l'organisation de leur personnalité. Leur personnalité n'est pas intégrée relativement à ce trait. Seulement, à en rester là, on perd une partie, non la moins intéressante, de l'information apportée par l'expérience. Le trait d'atypicalité tend vers une grande stabilité chez les individus extrêmes de la distribution. On peut nettement distinguer des typiques et des atypiques dans 40 % des groupes testés. L'atypicalité est un trait semi-général.

Cette étude fait apparaître l'importance du choix des

méthodes dans une étude expérimentale. Une hypothèse qui ne se signale pas à la défiance par une absurdité manifeste, peut soutenir l'épreuve de l'expérience, si l'on n'a pas été très exigeant sur les conditions de l'épreuve. Des méthodes plus soigneuses, en écartant les idées trop simples, conduisent à poser de nouveaux problèmes. Les progrès de la connaissance dépendent du progrès des techniques d'analyse. La statistique n'est qu'un instrument, mais c'est un instrument indispensable.

Sur un plan tout différent, les résultats de cette étude nous conduisent encore à d'autres réflexions générales. Il ne suffit pas de définir certaines caractéristiques, ni même de construire les moyens permettant de les observer. Il faut encore montrer que ces caractéristiques possèdent une signification réelle, ou de préciser les limites entre lesquelles elles ont cette signification. Pour une proportion importante des sujets, l'atypicalité-typicalité ne présente pas de véritable sens. Si l'on considère un individu situé au centre de la distribution, il n'existe chez lui rien de tel qu'un trait de typicalité. Dès lors il est vain de se demander si certaines déterminations sociales conditionnent en lui la possession d'un degré donné de ce trait. Ce degré est une simple abstraction, utile seulement pour procéder aux opérations qui signaleront les typiques et les atypiques.

Finalement, il est impossible de caractériser à coup sûr un individu quelconque par la considération de son degré d'atypicalité. L'atypicalité n'est pas, quoi qu'on en pense souvent, un concept central de la psychologie sociale des opinions. Mais lorsqu'un individu apparaît comme nettement typique ou comme nettement atypique, cette caractéristique est suffisamment stable pour laisser prévoir un aspect stable de ses comportements d'opinion. Elle contribue à le définir, à l'expliquer, à le juger. On aura intérêt à ne pas l'omettre de la description.

## CHAPITRE IV

### ÉTUDE DE LA PERSONNALITÉ PSYCHOSOCIALE

- (1) L'opinion et la personnalité psychosociale. — (2) L'analyse factorielle de la personnalité psychosociale. — (3) L'étude expérimentale et ses résultats. — (4) La signification des facteurs. — (5) La description pluridimensionnelle de la personnalité. — (6) Conclusion.

#### (1) L'opinion et la personnalité psychosociale

Le leitmotiv de toute étude sur les opinions est leur caractère psychosocial. Assurément il n'existe presque aucune action, aucune pensée, aucun sentiment humains auxquels on ne puisse reconnaître ce caractère. Mais il est peu de comportements qui exigent aussi impérieusement d'être replacés dans une perspective psychosociale. Objectivement, pour apprécier la signification et la portée d'une opinion d'un individu, on doit le comparer aux opinions des membres du même groupe social, relativement au même problème. Une profession de foi prohibitionniste n'a pas la même signification en France ou aux Etats-Unis, et, dans ce pays, avant ou après le vote du Dix-huitième ou du Vingt et unième Amendements. Subjectivement, l'aspect psychosocial de l'opinion est plus important encore. Un sujet qui opine ne manifeste pas seulement qu'il adhère, intellectuellement ou affectivement, à telle ou telle proposition. Il fait preuve d'une intention psychosociale. Il exprime qu'il entend poser d'une manière déterminée sa personnalité dans le groupe social dont il est

membre. Se déclarer prohibitionniste ou antiprohibitionniste, pour reprendre le même exemple, c'est réclamer pour soi-même une certaine place dans la société, c'est demander à être rangé dans certains rangs, c'est affirmer qu'une certaine image de soi sera seule légitime quand on sera évoqué dans l'esprit des hommes. Non seulement le sujet se trahit en opinant, mais encore on peut dire qu'il manifeste sa personnalité activement.

C'est pourquoi nous avons dit ailleurs que l'étude des opinions est une manière, particulièrement favorable, d'aborder la connaissance des hommes. Seulement, il ne suffit pas de poser cette affirmation de principe. Il faut encore, par des techniques appropriées, entreprendre la réalisation de cette connaissance. Les recherches du chapitre précédent y contribuent déjà pour leur part. Si l'atypicalité est un trait relativement général et stable, la cote d'atypicalité est une indication non négligeable dans le socio-psychogramme d'un individu. Cette approche de la personnalité présente l'incontestable avantage d'être formelle. Elle dispense d'examiner les problèmes concrets, souvent si fugaces et superficiels, et en même temps si controversés, à l'occasion desquels le sujet a défini sa position d'opinion. Elle affranchit l'étude des considérations de milieu et de date. Elle offre une description qui tend à l'universalité. — Cependant l'étude de l'atypicalité, si on la considère, non pas en elle-même, mais comme un élément d'un plus vaste programme, qui sera l'étude de la personnalité psychosociale telle qu'elle se manifeste par les opinions, nous apparaîtra comme bien rudimentaire. L'information qu'elle nous apporte sur chaque individu est seulement globale. Et non seulement elle n'est pas analysée, mais encore elle possède toute la grossièreté d'une moyenne. On se souvient en effet que la cote composite d'atypicalité est la simple somme des cotes d'atypicalité obtenues dans les différents tests. C'est un peu comme si, pour faire le portrait anthropométrique d'un individu,

on se contentait de donner la somme de toutes les mesures prises sur lui (ou plus exactement, la somme de valeurs le comparant, dans chacune de ces mesures, à l'ensemble des individus mesurés en même temps que lui). De même qu'un individu se différencie physiquement dans plusieurs dimensions, de même il est à prévoir que la description de la personnalité psychosociale au point de vue des opinions devra, elle aussi, jouer dans plusieurs dimensions. La préoccupation essentielle de ce chapitre sera la recherche d'une méthode pour atteindre la personnalité psychosociale, telle qu'elle se manifeste dans l'expérience des tests d'opinions, d'une manière pluridimensionnelle.

Cette notion d'une analyse pluridimensionnelle de la personnalité psychosociale peut apparaître d'abord déconcertante. Quels peuvent bien être les différentes dimensions, les différents points de vue par rapport auxquels on décrira les individus ? Tout de suite, posons une remarque importante. La notion d'individualité est une idée essentiellement comparative. Pour donner une idée d'un individu, on commence par mettre à part tout ce qu'il possède en commun avec les autres individus de son espèce. La notion de nature humaine, non seulement tourne le dos à l'idée d'individualité, mais encore elle fixe la limite à partir de laquelle on pourra commencer à parler d'individualité. Il n'y a d'individu que dans la mesure où il se distingue des autres exemplaires de son espèce. La notion d'individu est atteinte par une comparaison où l'on fait attention aux différences individuelles et aux ressemblances qui rassemblent les individus en sous-groupes. L'exigence d'une analyse pluridimensionnelle signifie simplement qu'il ne faudra pas chercher à établir des comparaisons seulement à l'intérieur du groupe dans son ensemble. Il y aura lieu encore de constituer dans l'espèce des sous-groupes, appropriés à de nouvelles comparaisons. Si cette entreprise devait aboutir, on obtiendrait par ailleurs une information précieuse pour amorcer l'étude

des distributions d'opinions. Un obstacle fréquent à l'obtention de distributions typiques, vient, on l'a vu, de ce que l'on ne sait pas débrouiller, dans un groupe expérimental, les sous-groupes d'opinions qui se répartissent d'une manière homogène. Et il ne faut attendre aucun secours, en règle générale, de la considération des facteurs externes d'opinions : ce n'est pas le simple fait de l'appartenance à une certaine catégorie d'âge, de profession, de niveau social, etc., qui détermine à lui seul l'opinion d'un individu.

Le problème apparaît maintenant posé en termes beaucoup plus précis. La personnalité psychosociale d'un individu devra être étudiée dans le groupe et les sous-groupes auxquels il appartient, par des comparaisons qui l'opposeront aux autres individus de ce groupe et de ces sous-groupes. Cependant, nous ne disposons encore d'aucune méthode pour effectuer un tel clivage préalable. L'instrument méthodologique indispensable va être fourni par une technique statistique relativement récente, l'analyse factorielle, à laquelle seront consacrés les développements de la section suivante.

## (2) L'analyse factorielle de la personnalité psychosociale

On connaît l'élément statistique désigné du nom de coefficient de corrélation. Commençons par en préciser la signification au point de vue qui nous intéresse. Imaginons qu'un groupe d'individus ait été soumis à deux tests. Chaque individu a obtenu ainsi une cote  $X$  dans le premier test, une cote  $Y$  dans le second. Les individus sont ainsi caractérisés par des couples de mesures  $(X, Y)$ . Il est commode pour la suite du raisonnement, et pleinement légitime si la distribution des cotes est normale, ou tend vers cette forme, d'exprimer les cotes en les comptant à partir de leurs moyennes,  $\bar{X}$ ,  $\bar{Y}$ , comme origines, et en prenant pour unités les écarts-types,  $\sigma_x$ ,  $\sigma_y$ , de

leur distribution. Ainsi les mesures d'un individu donné,

$$x_i = \frac{X_i - \bar{X}}{\sigma_x},$$

$$y_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{\sigma_y},$$

seront comparables. Si la relation entre ces couples de valeurs était linéaire, on pourrait écrire pour tout individu :

$$y - ax = 0$$

$a$  étant un certain coefficient à déterminer. En réalité, la différence  $y - ax$ , en général, ne sera pas nulle. En d'autres termes, si l'on porte sur un graphique les points représentatifs des couples de mesures  $(x, y)$ , ils ne seront pas alignés. On obtiendra une sorte de « nuage » de points. Mais on peut se proposer de choisir le coefficient  $a$ , pour l'ensemble des couples  $(x, y)$ , de telle manière que les différences telles que  $y_i - ax_i$  soient, dans l'ensemble, aussi petites que possible. On peut facilement démontrer, dans ces conditions, qu'il existe une valeur unique,  $r$ , variant de  $-1$  à  $+1$ , répondant à la question (1). Cette valeur  $r$  est le coefficient de corrélation.

(1) Rappelons cette démonstration classique. Soit  $d_i$  la différence  $y_i - ax_i$ . Étudions la distribution de  $d$ . Sa moyenne est zéro. Son écart-type est :

$$\begin{aligned}\sigma_d &= \frac{\sum (d - 0)^2}{n} = \frac{\sum}{n} \left[ \frac{(Y - \bar{Y})^2}{\sigma_y^2} + a^2 \frac{(X - \bar{X})^2}{\sigma_x^2} - 2a \frac{(Y - \bar{Y})(X - \bar{X})}{\sigma_y \sigma_x} \right] \\ &= \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2} + a^2 \frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2} - \frac{2a}{n} \frac{\sum (Y - \bar{Y})(X - \bar{X})}{\sigma_y \sigma_x} \\ &= 1 + a^2 - 2ar,\end{aligned}$$

si nous posons :

$$r = \frac{1}{n} \frac{\sum (Y - \bar{Y})(X - \bar{X})}{\sigma_y \sigma_x}$$

$\sigma_d$  sera minimum pour  $\sigma_d' = 0$ , si  $\sigma_d'$  est la dérivée de  $\sigma_d$ . Or cette dérivée est

$$\sigma_d' = 2a - 2r$$

Pour avoir  $\sigma_d' = 0$ , il faut donc

$$a = r$$

Ainsi,  $r$  est la valeur de  $a$  qui fait  $\sigma_d$  minimum. Et  $d$  elle-même est minima

On se rend compte alors que  $r$  joue le rôle d'un « coefficient d'estimation » pour choisir, en ce qui concerne un individu donné, sa cote *estimée*  $\hat{y}_i$  dans un test, que l'on suppose inconnue, à partir de la cote  $x_i$  qu'il a obtenue dans l'autre test, si l'on connaît le coefficient de corrélation  $r$  des deux tests. En effet, l'égalité

$$\hat{y}_i = rx_i$$

pourra toujours être démentie par l'expérience. Mais nous savons au moins que tout autre coefficient de proportionnalité entraînerait, dans l'ensemble des estimations qu'on pourrait faire, des erreurs plus considérables. Si donc, d'une part,  $r = 0$ , il sera prudent de prendre  $\hat{y}_i = 0$ . Autrement dit, quelle que soit la cote  $x_i$ , l'estimation de la cote  $y_i$  qui nous expose aux erreurs minima est la cote moyenne. Ainsi, une corrélation nulle ne nous permet de tirer aucune information pour  $y_i$  de la valeur particulière de  $x_i$ . Si, d'autre part,  $r = 1$ , ou plutôt si  $r$  est aussi voisin de 1 qu'on voudra, il y a lieu d'estimer que la cote  $y_i$  est aussi éloignée de la moyenne que la cote  $x_i$ . Une corrélation égale à 1 nous indique donc que la valeur estimée de  $y_i$  est égale à la valeur de  $x_i$ . Enfin, d'une manière générale, on peut démontrer que la valeur estimée  $\hat{y}_i$  la plus probable (1), quel que soit  $r$ , est

$$\hat{y}_i = rx_i$$

Ainsi,  $\hat{y}_i$  sera pris d'autant plus loin de la moyenne, et d'autant plus près de  $x_i$ , que  $r$  sera plus grand. Finalement, on voit que le coefficient de corrélation évalue le degré de confiance avec lequel nous pouvons estimer la valeur de  $y$  à partir de  $x$ . Il nous donne donc une idée de ce qu'il y a de commun aux deux tests.

pour  $\sigma_d$  minimum. Donc  $r$  est la valeur de  $\alpha$  cherchée. — REMARQUE : Puisqu'on a :

$$\sigma_d = 1 - r^2$$

on voit que  $r$  varie entre  $-1$  et  $+1$ .

(1) A condition, bien entendu, de postuler que  $y$  est proportionnel à  $x$ .

Supposons maintenant que nous ayons fait passer à nos sujets un grand nombre d'épreuves. Nous pourrions aussi bien calculer toutes les corrélations entre ces épreuves. Ces corrélations, à vrai dire, seront en nombre bien plus élevé que les épreuves. Chaque test peut en effet être associé à chacun des autres. Si  $n$  est le nombre des tests, chacun des  $n$  tests étant associé pour corrélation avec chacun des  $(n - 1)$  tests restants, le nombre des corrélations devrait être  $(n - 1)$  multiplié par  $n$ . En réalité, on démontre facilement que le coefficient de corrélation  $r_{xy}$  du test  $x$  avec le test  $y$  est égal au coefficient de corrélation  $r_{yx}$  du test  $y$  avec le test  $x$ . Le nombre total des corrélations est donc seulement la moitié du total auquel nous sommes arrivés, soit  $\frac{n(n-1)}{2}$ . Ce nombre

est supérieur à  $n$ , dès que  $n$  dépasse 3, et il croît beaucoup plus vite que  $n$ . Très rapidement par conséquent le tableau des corrélations entre nos différents tests va cesser d'être maniable. Nous aurons bien, en principe, le moyen de comparer les différents tests entre eux. Mais nous ne serons plus capables de penser simultanément toutes les comparaisons. Or on sait que précisément la statistique est l'instrument qui nous permet d'utiliser, d'une manière pratique, un nombre de données beaucoup trop grand pour être maniées avec aisance par l'esprit. C'est donc la statistique qui va nous tirer d'affaire dans cette difficulté.

C'est en partie en partant de ce point de vue que le psychologue anglais Spearman est arrivé à la conception de la technique qui a pris le nom d'analyse factorielle. L'importance de cette technique en statistique est devenue considérable. Elle a permis d'aborder beaucoup de problèmes théoriques et pratiques inaccessibles jusque-là, et notamment celui qui nous intéresse. Étant donné le tableau de toutes les corrélations entre  $n$  tests (nous appellerons désormais ce tableau « la matrice des corrélations ») imaginons, raisonne Spearman, qu'on puisse associer à chaque

test un nombre unique qui jouira de la propriété suivante : le produit du nombre  $a_x$  associé à l'un quelconque des tests,  $x$ , de la batterie des  $n$  tests, par le nombre  $a_y$  associé de la même manière à un autre quelconque test,  $y$ , de la même batterie, reproduit la corrélation  $r_{xy}$  du test  $x$  avec le test  $y$ , de telle manière qu'on ait

$$r_{xy} = a_x \cdot a_y.$$

Nous aurons résolu notre difficulté. A la place de la matrice de  $\frac{n(n-1)}{2}$  corrélations, telles que  $r_{xy}$ ,  $r_{xz}$ , ...,  $r_{yz}$ , ..., nous n'aurons plus qu'une liste de  $n$  nombres tels que  $a_x$ ,  $a_y$ ,  $a_z$ , ..., qui seront appelés les « saturations » ou « poids » des tests  $x$ ,  $y$ ,  $z$ , ... dans le « facteur »  $a$ . Ces saturations nous informeront juste autant sur ce qu'il y a de commun aux différents tests que la matrice des corrélations tout entière. Le fait qu'on peut mettre en évidence dans certains cas l'existence d'un tel facteur dans une batterie de tests psychologiques présente d'ailleurs un intérêt considérable pour la psychologie. Spearman et son école en ont développé toutes les conséquences. Ce serait une digression de nous y attarder ici.

Toutefois, la possibilité d'associer une série *unique* de nombres tels que  $a_x$ ,  $a_y$ ,  $a_z$ , ... aux tests  $x$ ,  $y$ ,  $z$ , est subordonné à l'existence de certaines propriétés très particulières de la matrice des corrélations. Le moins qu'on puisse dire est que cette condition n'est pas toujours réalisée. Seulement la méthode de Spearman, qui consiste à associer un nombre unique à chaque test, de manière à reproduire les corrélations entre les tests, peut être généralisée. Si une liste unique de nombres, auxquels nous rendrons désormais leur nom de « saturations », ne suffit pas, on pourra chercher à associer à chaque test deux saturations, dans deux facteurs différents. Soient alors deux saturations  $a_x$  et  $b_x$  d'un test quelconque  $x$  d'une batterie, et deux autres saturations  $a_y$  et  $b_y$  d'un autre

test quelconque  $y$  de la même batterie. Si ces deux séries de saturations permettent de reproduire la corrélation  $r_{xy}$  des deux tests suivant la formule

$$r_{xy} = a_x a_y + b_x b_y,$$

on dira que la matrice des corrélations a été analysée en deux facteurs communs,  $a$  et  $b$ . Si ces deux listes de saturations ne suffisent pas encore, on généralisera davantage le procédé, en recherchant un nombre plus élevé de facteurs. Le nombre des facteurs sera celui des saturations associables à chaque test, permettant de reproduire exactement toutes les corrélations entre les tests (1).

Cet exposé préliminaire, destiné à faire comprendre le principe de l'analyse factorielle, ne nous a toutefois pas avancés pour l'étude de la personnalité psychosociale. Les corrélations dont il s'est agi jusqu'ici, sont des corrélations entre tests. Les facteurs communs sont des facteurs communs de tests. Leurs saturations indiquent que tels facteurs jouent un rôle important dans telle aptitude, ou, s'il s'agit de tests d'opinions, dans telle attitude. Ils permettront peut-être d'édifier une psychologie générale, nous instruisant sur le comportement d'un individu quelconque. Mais nous ne nous intéressons pas ici à un individu quelconque, mais au contraire à des individus déterminés. Il semble donc que nous soyons restés très loin de notre propos. En réalité, pour passer de la considération des attitudes ou des aptitudes particulières dans des individus quelconques, à celles des individus particuliers doués d'aptitudes ou manifestant des attitudes quelconques, il suffira de renverser le processus classique de l'analyse factorielle, il faudra calculer les corrélations mutuelles des individus, au lieu d'étudier celles des tests, et rechercher les satura-

(1) Pour un exposé plus détaillé et plus technique, accessible au lecteur non spécialiste, voir G. H. Thomson, *The factorial analysis of human ability*, London, 1939.

tions de ces individus dans les facteurs explicatifs de la matrice de leurs corrélations. Ces notions de corrélations entre individus et de saturations d'individus sont encore quelque peu inusuelles. Elles demandent qu'on en précise la signification.

La procédure normale, familière à tout psychologue, consiste à prendre deux tests de deux fonctions psychologiques différentes, et à partir du tableau des couples de cotes obtenues, dans ces deux tests, par un groupe de sujets qu'on suppose convenablement échantillonnés. Si l'on se représente ces deux fonctions comme deux niveaux de la vie psychologique, et les sujets répartis à ces niveaux, sur des plans où seront figurées leurs cotes, une telle corrélation pourra être appelée horizontale. Mais on peut concevoir une corrélation « verticale », dont Stern, dès 1911, a eu clairement l'idée (1). On isolera dans le groupe des sujets, deux individus, supposés constituer deux personnalités différentes, et l'on partira des couples de cotes obtenues par l'un et l'autre de ces individus, dans un groupe de tests supposés convenablement échantillonnés dans la population des tests. Dans le premier cas, la corrélation fait connaître, étant donné un individu et la cote qu'il a obtenue dans le premier test, l'estimation de la cote à laquelle on doit s'attendre dans le deuxième test. Dans le second cas, on se donne un test et la cote qu'y a obtenue le premier individu, et l'on attend de la corrélation l'estimation de la cote du second individu dans le même test. Autrement dit ce sont les relations entre les personnalités que l'on étudie maintenant, au lieu que la procédure « horizontale » étudie les relations entre les aptitudes ou les attitudes. — La notion de facteurs des individus se transpose d'une manière analogue. Au lieu d'indiquer ce

(1) *Differentielle Psychologie*, Leipzig, 1911. Stern écrit notamment, p. 375 : « Wir haben also mit einer « vertikalen Korrelation » zu tun, und es scheint mir nicht unmöglich dass sich hierfür später auch noch einmal eine mathematische Behandlung finden wird. »

qu'il y a de commun entre les tests, les saturations, qui sont maintenant les saturations des individus, indiquent ce qu'il y a de commun entre les individus. En particulier dans le cas où on réussit à mettre en évidence un seul facteur, l'individu qui aura la plus haute saturation dans ce facteur sera celui qui est le plus semblable aux autres. En d'autres termes, il sera celui qui incarne le mieux le *type*. Bien entendu, de même que nous n'avons pas le droit de réifier le facteur commun unique d'un ensemble de tests, et d'y voir la preuve de l'existence réelle d'une faculté psychologique générale, nous ne chercherons pas à réaliser l'individu typique. Il n'empêche que, de même qu'un ensemble de tests pondérés par rapport au facteur général des fonctions psychologiques,  $g$ , permet de se faire une idée assez précise de la nature de ce facteur, semblablement un ensemble pondéré d'individus permettra d'atteindre le type au plus près. Cette procédure est donc beaucoup plus fine que la définition de la typicalité, qui n'est qu'une moyenne. Cependant ces remarques ne sont valables que pour le cas très particulier où la matrice des corrélations entre individus peut être analysée en un seul facteur. Si l'on trouve qu'il faut faire appel à des facteurs multiples, il faudra en conclure qu'il n'existe pas un type unique, mais qu'au contraire le groupe des individus mis en corrélation doit être décomposé en plusieurs sous-groupes, que les relations sont complexes entre les différentes personnalités. Et alors il ne sera plus possible de ranger les individus dans un continu à une dimension. On sera conduit à cette analyse pluridimensionnelle que nous faisons prévoir, et qui prend maintenant un sens précis, parce qu'opérationnel.

### (3) L'étude expérimentale et ses résultats

L'analyse expérimentale de la personnalité dont nous venons d'esquisser le principe, n'a pas été fréquemment

tentée (1), sans doute à cause de ses difficultés particulières. Lorsqu'on étudie des corrélations entre tests, les cotes des différents individus ayant pris part à chaque test sont en effet mesurées en unités de même nature, et sont par conséquent comparables à l'intérieur d'un test particulier. Mais si nous étudions les corrélations entre individus, nous allons avoir à comparer, pour un même individu, des cotes obtenues dans des tests différents. Or ces cotes sont arbitraires et, très souvent, elles seront de natures différentes. Tantôt on aura noté le temps nécessaire pour effectuer correctement la tâche, tantôt on aura compté le nombre de réponses correctes, etc. La mise en commun de toutes ces cotes aboutirait à un résultat visiblement absurde. L'analyse n'est possible que lorsque, par exemple, les tests consistent à classer un objet dans un ordre déterminé par une règle constante. Telle est la situation qui a permis une étude de Burt (2). Les sujets étaient six examinateurs, ayant eu à corriger les copies de quinze candidats dans une composition de latin, considérées comme tests. Partant du tableau des notes données par les examinateurs à chaque candidat, Burt a pu calculer la matrice des corrélations entre les examinateurs, et de là analyser cette matrice en un facteur commun unique. Il arriva ainsi à classer les examinateurs eux-mêmes et à déterminer lequel était le plus d'accord avec l'ensemble des notations. En un sens, cet examinateur pouvait être considéré comme le meilleur.

Les données dont nous disposions nous plaçaient dans une situation très analogue. Chaque sujet avait en somme à faire un choix entre plusieurs possibilités de réponses, de même que les examinateurs avaient le choix entre plusieurs notes à donner. De même que Burt prenait,

(1) On trouvera dans Burt, *Correlations between persons*, *Br. J. Ps.*, 1937, 28, 59-96, une bibliographie jusqu'à la date de cet article.

(2) Burt, *The analysis of examination marks*, mémoire publié dans Hartog et Rhodes, *The marks of examiners*, London, 1936.

pour cotes de chaque examinateur, les notes accordées par celui-ci, les cotes des sujets étaient ici le rang de leur choix. Nous avons choisi pour sujets de cette analyse, les vingt-cinq sujets qui prirent part à nos deux enquêtes. Comme le total des questions était de vingt-cinq, nous avons eu ainsi à étudier les corrélations mutuelles de vingt-cinq individus dans vingt-cinq tests. Ces nombres sont évidemment faibles, et n'autoriseraient pas des conclusions universelles. Mais à cette objection possible, on peut répondre par trois remarques. D'abord, on le verra, ce n'est pas de telles conclusions que l'on cherchait. En second lieu, les quelques analyses de ce genre qui ont été tentées portent sur des nombres du même ordre. Enfin, le volume déjà considérable des opérations statistiques nécessaires, qui croît extrêmement vite, n'aurait pas permis pratiquement, étant donné les moyens dont on disposait, qu'on entreprit une étude avec des nombres beaucoup plus grands.

Nous avons eu ainsi à calculer trois cents coefficients de corrélation, que nous avons analysés factoriellement par la méthode de Thurstone (1). Bien que théoriquement un nombre beaucoup plus élevé de facteurs puisse être dégagé avec une telle matrice de corrélations (la théorie montre que le nombre maximum des facteurs dans ce cas est de dix-huit), nous avons trouvé que quatre facteurs épuisent pratiquement la matrice des corrélations. Le tableau XIII ci-après donne la liste des saturations dans ces quatre facteurs, désignés par les nombres de I à IV, des vingt-cinq individus représentés par des lettres de A à Y.

(1) Cf. Thurstone, *A simplified multiple factor method*, Chicago, 1929. Voir également G. H. Thomson, *The factorial analysis of human ability*, chap. II et X.

TABLEAU XIII

SATURATIONS DES INDIVIDUS DANS LES QUATRE FACTEURS

| Individus | FACTEURS |          |          |          |
|-----------|----------|----------|----------|----------|
|           | I        | II       | III      | IV       |
| A         | 0,5339   | — 0,7063 | — 0,1388 | 0,2334   |
| B         | 0,4947   | — 0,6099 | 0,2665   | — 0,0426 |
| C         | 0,5804   | 0,4987   | 0,0435   | — 0,0320 |
| D         | 0,2929   | — 0,4183 | 0,3739   | — 0,0719 |
| E         | 0,6939   | — 0,5565 | — 0,1187 | 0,1159   |
| F         | 0,6485   | 0,3182   | 0,0930   | — 1,2081 |
| G         | 0,4863   | 0,6636   | — 0,3222 | 0,0493   |
| H         | 0,6880   | 0,3290   | 0,0119   | — 0,3157 |
| I         | 0,5341   | 0,4882   | — 0,1361 | — 0,0834 |
| J         | 0,6411   | 0,1021   | 0,3276   | — 0,1956 |
| K         | 0,7354   | 0,5181   | 0,1108   | — 0,3306 |
| L         | 0,8217   | 0,1391   | 0,2048   | 0,2795   |
| M         | 0,6733   | 0,7181   | — 0,1096 | 0,2016   |
| N         | 0,5072   | 0,8225   | 0,0589   | 0,1084   |
| O         | 0,6309   | 0,6394   | 0,0223   | 0,2499   |
| P         | 0,6608   | — 0,1468 | 0,2662   | — 0,0773 |
| Q         | 0,6769   | — 0,2346 | 0,2149   | 0,0381   |
| R         | 0,5700   | — 0,6618 | 0,0059   | 0,3087   |
| S         | 0,8219   | — 0,2172 | 0,0975   | 0,1504   |
| T         | 0,6360   | — 0,5932 | — 0,1532 | 0,1979   |
| U         | 0,7626   | 0,2584   | — 0,2353 | 0,1243   |
| V         | 0,5482   | 0,5811   | 0,0235   | — 0,0565 |
| W         | 0,4134   | — 0,6183 | 0,0610   | 0,0881   |
| X         | 0,5565   | — 0,6137 | — 0,8329 | 0,2406   |
| Y         | 0,3269   | — 0,7004 | — 0,1356 | 0,0266   |

Ces quatre séries de nombres doivent permettre (on se souvient que cette propriété les définit) de recalculer les coefficients de corrélations mutuelles entre les différents individus. Par exemple, si nous considérons les individus S et L (que nous choisissons parce qu'ils apparaissent les premiers dans un rangement opéré par rapport aux saturations dans le premier facteur), nous devons pouvoir écrire :

$$r_{SL} = I_s I_L + II_s II_L + III_s III_L + IV_s IV_L$$

$r_{SL}$  désignant le coefficient de corrélation pour S et L, et  $I_s, II_s, III_s, IV_s, I_L, II_L, III_L, IV_L$  désignant respectivement

les saturations de S et de L dans les quatre facteurs. Or on trouve :

$$r_{SL} = 0,7935 \pm 0,05,$$

$$I_s I_L + II_s II_L + III_s III_L + IV_s IV_L = 0,7071.$$

L'erreur commise en estimant  $r_{SL}$  à partir des saturations de S et de L est donc seulement de 0,0864, soit, puisque l'erreur probable vaut ici 0,05, 1,73 erreurs probables. Les simples erreurs d'échantillonnage auraient pu produire une différence aussi grande, dans le calcul de  $r_{SL}$ , plus de vingt-quatre fois sur cent. On est donc fondé à affirmer que, dans ce cas particulier, il ne serait pas permis de dire que les saturations ne reproduisent pas la corrélation.

Cet exemple n'a que la valeur d'une illustration. Pour tester d'une manière plus complète la validité de la table des saturations, nous avons calculé toutes les valeurs estimées des  $r$  à partir des saturations, puis nous avons comparé les valeurs ainsi obtenues, aux valeurs des  $r$  obtenues par le calcul direct. La moyenne des différences en valeurs algébriques a été trouvée égale à + 0,001. La moyenne des différences en valeurs absolues a été trouvée égale à 0,086. On peut comparer cette dernière moyenne à la moyenne des erreurs probables de tous les coefficients de corrélation. Celle-ci est de 0,104. Or on sait que par l'effet des erreurs d'échantillonnage, la valeur d'un coefficient de corrélation fluctue autour de sa vraie valeur d'une manière telle que, dans 50 % des cas, l'écart est égal ou supérieur à une erreur probable. La moyenne des écarts entre les valeurs des  $r$ , calculées à partir des saturations, et les valeurs des  $r$ , obtenues directement, étant très sensiblement inférieures à la moyenne des erreurs probables des  $r$ , on ne serait donc pas fondé à dire que dans l'ensemble les estimations à partir des saturations ne sont pas valables. Finalement, on peut conclure que, du point de vue statistique pur, le tableau des saturations obtenu est acceptable.

#### (4) La signification des facteurs

Les calculs très pénibles et très longs dont les résultats viennent d'être exposés dans les deux pages précédentes (ils représentent un travail de plusieurs mois), n'ont pas eu pour seul but de vérifier que l'analyse factorielle permet de dégager des éléments statistiques reproduisant convenablement des coefficients de corrélations que nous savons obtenir directement, et qui d'ailleurs ont déjà dû être calculés par la méthode directe. On se propose d'en tirer des informations que le simple examen des coefficients de corrélations est incapable de fournir.

Rappelons encore une fois de quoi il s'agit. Nous avons soumis un groupe d'individus à un certain nombre de tests d'opinions. Nous constatons que les réponses de ces individus sont différentes. Et comme nous nous intéressons à la personnalité de ces individus au point de vue de leurs opinions, nous sommes fondés à conclure que ces personnalités diffèrent. La simple considération des réponses données ne nous permet guère de dépasser cette affirmation. Mais nous pouvons, par exemple, en recherchant quelle est l'opinion moyenne, ou quelle est la proportion, dans le groupe étudié, des réponses des différents types, établir un index de la différence de chaque personnalité, par rapport aux réactions des autres individus. C'est ce que nous avons fait en étudiant l'atypicalité. Nous avons pu constater que l'atypicalité est un trait semi-général, stable surtout chez les individus très typiques ou très atypiques. Seulement, nous nous doutons qu'il ne suffit pas de comparer les individus à un seul point de vue. Nous avons l'idée que la personnalité est quelque chose de complexe, et qu'un individu diffère de ses semblables, à plus d'un titre. Un rangement, tel que celui qui est établi dans un examen universitaire, est une représentation assez grossière des différences individuelles. Nous voudrions comparer les personnalités d'un groupe, à l'intérieur même de ce groupe,

*simultanément* à plus d'un point de vue. Lorsque plusieurs points sont sur une même droite, on peut représenter leur individualité par une seule indication, qui est par exemple leur distance à une origine. Mais si les points ne sont plus alignés, plusieurs coordonnées sont nécessaires. Si les points sont sur un même plan, il en faudra deux. S'ils sont dans des plans différents, il en faudra trois. En généralisant, les mathématiciens ont été conduits à concevoir des relations dans  $n$  dimensions. Il doit en être de même dans l'étude de la personnalité. Les comparaisons des personnalités doivent se faire d'une manière pluridimensionnelle. Les quatre nombres attachés à chaque individu par l'analyse factorielle (et que nous avons nommés leurs saturations) caractérisent en réalité leurs personnalités, à l'intérieur du groupe étudié, dans une sorte de continu à quatre dimensions. Le but de cette section et de la suivante est d'expliquer le sens et la portée de cette proposition.

Nous nous demanderons d'abord quelle est la signification des différents facteurs dégagés par l'analyse. — Certes, les saturations sont essentiellement des nombres abstraits. Nous ne devons pas nous attendre à ce qu'elles indiquent, chez les différents individus, l'intensité de quelque trait ou propriété psychosociale. Théoriquement, nous sommes même tenus de nous borner à leur définition mathématique. Les saturations ont été calculées de telle manière, qu'elles permettent de reproduire les corrélations entre individus, en étant elles-mêmes mutuellement indépendantes, c'est-à-dire, si l'on veut, mesurées sur des axes respectivement rectangulaires. En partant d'une telle définition, il y a peu de chances que l'on retrouve avec les facteurs (c'est-à-dire les axes sur lesquels on mesure les saturations) des concepts familiers, ou même seulement ayant un sens concret. — Cependant, il n'est pas interdit de rechercher si par hasard les différents facteurs ne nous rapprocheraient pas de certaines situations intelligibles. L'esprit aime à retrouver les notions familières sous les

symboles abstraits. Spearman s'est défendu de donner une signification concrète à son facteur psychologique général  $g$ . Mais les lecteurs n'ont pas manqué d'identifier  $g$  avec l'intelligence. Quelle signification approchée pouvons-nous accorder à chacun de nos quatre facteurs ?

Puisque les saturations tendent à exprimer, d'une manière pluridimensionnelle, les rapports des individus entre eux, on peut penser que un ou plusieurs facteurs expriment l'accord des individus avec le groupe. Les tableaux XIV à XVII ont pour fonction de mettre cette idée à l'épreuve. Le tableau XIV donne les corrélations  $r_M$  de chaque individu avec un individu moyen fictif, dont la réponse dans chaque test aurait été la moyenne des réponses de tous les individus dans ce même test.

TABLEAU XIV

CORRÉLATIONS DES INDIVIDUS AVEC LA MOYENNE

| Ind. | $r_M$ | Ind. | $r_M$ | Ind. | $r_M$ | Ind. | $r_M$ |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
| A    | 0,45  | H    | 0,66  | N    | 0,68  | T    | 0,72  |
| B    | 0,48  | I    | 0,50  | O    | 0,58  | U    | 0,80  |
| C    | 0,71  | J    | 0,65  | P    | 0,75  | V    | 0,53  |
| D    | 0,22  | K    | 0,71  | Q    | 0,72  | W    | 0,45  |
| E    | 0,70  | L    | 0,82  | R    | 0,56  | X    | 0,38  |
| F    | 0,67  | M    | 0,69  | S    | 0,81  | Y    | 0,39  |
| G    | 0,54  |      |       |      |       |      |       |

TABLEAU XV

MOYENNES DES INTERCORRÉLATIONS DES INDIVIDUS

| Ind. | $M_r$ | Ind. | $M_r$ | Ind. | $M_r$ | Ind. | $M_r$ |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
| A    | 0,30  | H    | 0,40  | N    | 0,27  | T    | 0,36  |
| B    | 0,27  | I    | 0,30  | O    | 0,35  | U    | 0,44  |
| C    | 0,33  | J    | 0,37  | P    | 0,38  | V    | 0,31  |
| D    | 0,16  | K    | 0,42  | Q    | 0,39  | W    | 0,23  |
| E    | 0,40  | L    | 0,49  | R    | 0,32  | X    | 0,31  |
| F    | 0,37  | M    | 0,38  | S    | 0,44  | Y    | 0,17  |
| G    | 0,27  |      |       |      |       |      |       |

TABLEAU XVI

COMPARAISON DU RANG DES INDIVIDUS DANS  $r_M$ ,  $M_r$   
ET LEURS SATURATIONS DANS LES DIFFÉRENTS FACTEURS

| Rang | $r_M$ | $M_r$ | I | II | III | IV |
|------|-------|-------|---|----|-----|----|
| 1    | L     | L     | S | N  | D   | R  |
| 2    | S     | U     | L | M  | J   | L  |
| 3    | U     | S     | U | G  | B   | O  |
| 4    | P     | K     | K | O  | P   | X  |
| 5    | T     | E     | E | V  | Q   | A  |
| 6    | Q     | H     | H | K  | L   | M  |
| 7    | K     | O     | Q | C  | K   | T  |
| 8    | C     | P     | M | I  | S   | S  |
| 9    | E     | M     | P | H  | F   | U  |
| 10   | M     | J     | F | F  | W   | E  |
| 11   | N     | F     | T | U  | N   | N  |
| 12   | F     | T     | T | L  | C   | W  |
| 13   | H     | O     | O | J  | V   | G  |
| 14   | J     | C     | C | P  | O   | Y  |
| 15   | R     | X     | R | S  | H   | C  |
| 16   | R     | X     | X | Q  | R   | B  |
| 17   | G     | V     | V | D  | M   | V  |
| 18   | V     | I     | I | E  | E   | D  |
| 19   | I     | A     | A | T  | Y   | P  |
| 20   | B     | N     | N | B  | I   | I  |
| 21   | A     | B     | B | X  | A   | J  |
| 22   | W     | G     | G | W  | U   | U  |
| 23   | Y     | W     | W | R  | G   | K  |
| 24   | X     | Y     | Y | Y  | X   | F  |
| 25   | D     | D     | D | A  |     |    |

C'est là une première manière d'interpréter l'accord entre les individus et le groupe. On peut aussi considérer, non plus les corrélations de chaque individu avec les moyennes des autres, mais la moyenne des corrélations de chaque individu avec chacun des autres. Ce sont ces moyennes des intercorrélations  $M_r$ , qui apparaissent au tableau XV. Il reste à chercher si les valeurs de cet accord, obtenues pour les différents individus, s'accordent avec certaines de leurs saturations. Mais, d'abord, comment pouvons-nous tester cet accord ? — Dans une étude analogue, G. H. Thomson se contentait de comparer les rangs de chaque individu dans chaque tableau (1). Ainsi, dans

(1) Cf. *The factorial analysis of human ability*, p. 203-204. Il s'agissait d'étudier les réactions, dans un examen, de six examinateurs ayant eu à juger cinquante copies.

le présent travail, on remarquera que l'individu L présente la plus haute corrélation dans le tableau XIV, la plus haute moyenne dans le tableau XV, et que ses saturations dans les facteurs I et IV (tableau XIII) lui donnent le second rang. Le tableau XVI rassemble, à ce point de vue, les données des tableaux XIII, XIV et XV. — La méthode est très simple, mais elle ne fournit pas des résultats bien précis. On a l'impression d'un accord fréquent entre les colonnes 1, 2 et 3 du tableau XVI. Mais on ne saurait trop quelle conclusion retenir. Il sera beaucoup plus expéditif de recourir, une fois de plus, à la méthode des corrélations. Le tableau XVII donne les coefficients de corrélation entre les moyennes des corrélations ( $M_r$ ) et les corrélations avec les moyennes ( $r_M$ ), d'une part, et les saturations (I, II, III, IV), d'autre part.

TABLEAU XVII

CORRÉLATIONS DES MOYENNES DES CORRÉLATIONS  
ET DES CORRÉLATIONS AVEC LES MOYENNES  
AVEC LES SATURATIONS

| Saturations ..... | I      | II     | III     | IV       |
|-------------------|--------|--------|---------|----------|
| $M_r$             | 0,8972 | 0,0785 | — 0,219 | 0,0531   |
| $r_M$             | 0,7166 | 0,3689 | 0,4063  | — 0,0773 |

On constate qu'il existe de très hautes corrélations de  $r_M$  et surtout de  $M_r$  avec les saturations dans le premier facteur. Le premier facteur représente l'accord des individus avec le groupe.

Une raison d'ordre technique pouvait d'ailleurs faire prévoir ce résultat. Les moyennes des corrélations sont évidemment proportionnelles à la somme des corrélations, puisqu'elles se définissent comme le quotient de cette somme par le nombre des corrélations entrant dans la somme. Or, à un facteur additif près, les saturations du premier facteur sont aussi proportionnelles à cette somme. On devrait même s'attendre à une concordance absolument

rigoureuse, si cet élément additif, qui est la corrélation de l'individu avec le facteur I lui-même, pouvait être calculé exactement, et non pas seulement estimé d'une manière approximative. — C'est donc  $M_r$  que représentent les saturations dans le facteur I. La haute corrélation de  $r_x$  avec ces mêmes saturations s'explique théoriquement par le fait que  $r_x$  a avec  $M_r$  une corrélation qui est elle-même très haute, à savoir  $+0,7146$ . — L'identification des saturations du premier facteur, dans une analyse factorielle des corrélations entre individus, avec des nombres proportionnels aux moyennes des corrélations des individus entre eux, est un fait théoriquement certain, qui se trouve confirmé expérimentalement. Le premier facteur est relatif à l'accord moyen des individus entre eux. Les individus très saturés dans ce facteur sont ceux qui s'accordent le plus avec les autres individus du groupe, les individus peu saturés sont ceux qui s'accordent le moins. Le premier facteur possède une signification qui se rapproche beaucoup de ce que nous avons défini comme la typicalité-atypicalité.

L'analyse peut être poursuivie en ce qui concerne le premier facteur. En généralisant la procédure qui va être indiquée, nous obtiendrons en même temps une méthode pour étudier la signification des autres facteurs. Les individus étant classés par rapport à l'intensité de leurs saturations dans le premier facteur, considérons la fraction des 20 % les plus saturés, c'est-à-dire en l'espèce, les cinq premiers du classement, et la fraction des 20 % les moins saturés, c'est-à-dire les cinq derniers. Aucune raison rationnelle ne peut être donnée pour arrêter ce choix aux 20 % extrêmes, mais on a vu que cette procédure arbitraire donne de bons résultats dans la technique des groupes contrastés. Nous allons maintenant comparer les individus les plus saturés aux individus les moins saturés. Pour cela, nous prendrons la moyenne des intercorrélations des individus les plus saturés, celle des intercorrélations des individus les moins saturés, et enfin la moyenne des cor-

relations entre les individus les plus saturés et les individus les moins saturés. Nous désignerons ces moyennes, respectivement par les symboles  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ . Si, comme nous sommes en droit de le penser, le facteur I distingue convenablement les individus relativement à leurs corrélations avec l'ensemble du groupe, on doit trouver que la différence des intercorrélations des premiers et des intercorrélations des derniers est très significative ; que la différence entre les intercorrélations des premiers et les corrélations des premiers avec les derniers, est moins nette ; enfin que la différence entre les corrélations des premiers avec les derniers et les intercorrélations des derniers, est encore moins nette, qu'elle est peu ou pas significative. Ces comparaisons seront exécutées très simplement en étudiant le rapport des différences à leurs erreurs-types, par la méthode habituelle et en en déduisant la probabilité de l'hypothèse contraire, suivant laquelle la différence n'est pas une vraie différence, mais est due aux simples erreurs d'échantillonnage. Le tableau XVIII donne les valeurs trouvées expérimentalement, pour comparer les saturations des groupes extrêmes dans les quatre facteurs.

TABLEAU XVIII

COMPARAISON DES MOYENNES DES CORRÉLATIONS  
DES INDIVIDUS APPARTENANT AUX GROUPES EXTRÊMES  
DANS UN CLASSEMENT PAR RAPPORT A LEURS SATURATIONS  
DANS LES FACTEURS

| Éléments statist.                                      | Facteur I                          | Facteur II                         | Facteur III                        | Facteur IV                         |
|--------------------------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| $D = M_1 - M_3$<br>$t = (M_1 - M_3) / \sigma_D$<br>$p$ | 0,420<br>2,82<br>$0,02 > p > 0,01$ | 0,130<br>2,49<br>$0,05 > p > 0,02$ | - 0,034<br>0,32<br>$0,8 > p > 0,7$ | - 0,184<br>1,58<br>$0,2 > p > 0,1$ |
| $D = M_1 - M_2$<br>$t = (M_1 - M_2) / \sigma_D$<br>$p$ | 0,287<br>1,85<br>$0,1 > p > 0,05$  | 0,047<br>20,7<br>$p < 0,01$        | 0,230<br>3,31<br>$p < 0,01$        | 0,144<br>1,32<br>$p = 0,2$         |
| $D = M_2 - M_3$<br>$t = (M_2 - M_3) / \sigma_D$<br>$p$ | 0,164<br>0,89<br>$0,5 > p > 0,4$   | 0,328<br>15,6<br>$p < 0,01$        | - 0,133<br>1,46<br>$0,2 > p > 0,1$ | 0,829<br>4,85<br>$p < 0,01$        |

Si l'on se rappelle les principes de l'interprétation de  $p$  (voir *supra*, p. 32), les douze résultats trouvés pour  $p$  autorisent les conclusions suivantes sur la signification des facteurs :

1<sup>o</sup> Le facteur I distingue les individus très saturés des individus peu saturés. Les individus très saturés possèdent des intercorrélations nettement supérieures aux intercorrélations des individus peu saturés. Les intercorrélations des individus très saturés sont encore distinctes de leurs corrélations avec les individus peu saturés. Au contraire on ne voit pas de différences significatives entre les corrélations mutuelles des individus peu saturés et celles qu'ils ont avec les individus très saturés. En conséquence, le degré de saturation dans le facteur I, indique le degré d'accord d'un individu avec le groupe. Cette saturation est un index de typicalité ;

2<sup>o</sup> Le facteur II distingue les corrélations mutuelles du groupe des premiers et du groupe des derniers. Ce qui est surtout remarquable, c'est la très grande et presque certaine différence entre la moyenne des intercorrélations des individus très saturés ou des individus peu saturés et la moyenne des corrélations des individus très saturés avec les individus peu saturés. Le facteur II indique l'existence au sein de l'ensemble des individus testés de deux sous-groupes, à l'intérieur desquels l'accord est grand, et qui sont en désaccord réciproque. La notion de typicalité-atypicalité générale ne suffirait pas à décrire les comportements d'opinions des individus. La connaissance de la saturation d'un individu dans le facteur II permet de le classer dans l'un de ces sous-groupes, et en outre d'évaluer sa typicalité par rapport à ce sous-groupe ;

3<sup>o</sup> Le facteur III ne distingue pas entre la moyenne des intercorrélations des premiers et celle des intercorrélations des derniers. Il distingue très mal les intercorrélations des derniers d'avec les corrélations de ceux-ci avec les premiers. Par contre il distingue nettement les intercorrélations des premiers d'avec les corrélations des pre-

miers avec les derniers. Les individus les plus saturés dans ce troisième facteur doivent être considérés comme formant un nouveau sous-groupe. Les individus les moins saturés ne semblent pas former un sous-groupe ;

4<sup>o</sup> Le facteur IV appelle une observation inverse. Les intercorrélations des individus les plus saturés se distinguent mal des intercorrélations des individus les moins saturés, et se distinguent sensiblement aussi mal les intercorrélations des premiers d'avec les corrélations des premiers avec les derniers. Mais la moyenne des intercorrélations des derniers est très significativement différente des corrélations des derniers avec les premiers. Les individus les moins saturés forment donc encore un sous-groupe, mais non les individus les plus saturés.

Finalement, notre analyse factorielle nous apporte des informations de nature à la fois psychologique et sociologique. Sociologiquement, nous voyons que, dans une certaine mesure, l'ensemble des individus étudiés forme un groupe, qui possède son type, par rapport auquel les individus dévient plus ou moins, comme l'indiquent leurs saturations dans le facteur I. Mais il convient de reconnaître dans ce groupe l'existence de quatre sous-groupes, constitués par les individus les plus saturés et les moins saturés dans le facteur II, par les individus les plus saturés dans le facteur III, et les individus les moins saturés dans le facteur IV.

Psychologiquement, d'autre part, ou mieux, sur le terrain de la psychologie sociale, les individus étudiés peuvent être caractérisés par rapport à leurs voisins, d'après leurs saturations dans les différents facteurs. Par exemple, considérons l'individu A, le premier de la liste. Ses saturations sont respectivement :

0,5339     — 0,7063     — 0,1388     0,2334

Ses rangs sont respectivement, par rapport aux quatre facteurs :

19                      25                      21                      5

Nous pouvons facilement le définir comme un individu en désaccord avec l'ensemble, c'est-à-dire comme un atypique, et en même temps comme l'individu-type de l'un des deux sous-groupes indiqués par le facteur II. C'est un individu appartenant à une minorité, très représentatif des attitudes de cette minorité. L'analyse factorielle nous permet de définir, un par un, les différents individus. Si nous nous en tenons à notre décision arbitraire de compter dans chaque catégorie les 20 % extrêmes, nous constaterons que sur l'ensemble des vingt-cinq individus, vingt-trois se trouvent définis au moins par une caractéristique, et que sept sont définis par deux de ces caractéristiques. Psychologiquement comme sociologiquement, l'analyse factorielle est adaptée à l'étude des réactions d'opinions. Elle définit les groupes, elle décrit les personnalités.

#### (5) La description pluridimensionnelle de la personnalité

Mais l'analyse factorielle présente encore un avantage plus considérable. Elle rend possible une description pluridimensionnelle de la personnalité. Jusqu'ici on a dû aborder l'étude des individus et des groupes d'une manière analytique, successive, discursive. On a essayé, sans doute, de ne pas s'en tenir à un aspect unique d'un ensemble de réactions d'opinions. L'individu A est, certes, un atypique. Mais c'est *aussi* un membre très typique d'un sous-groupe minoritaire. On devrait ainsi, au moins théoriquement, entasser, pour rendre la description adéquate à la complexité de la personne, les déterminations sur les déterminations. Mais plus on cherche à multiplier les plans de la description, les éléments de la définition, plus l'unité de l'individu échappe, plus on est éloigné de saisir la personnalité dans sa totalité essentielle. Et il serait encore plus exact de dire que l'on a été incapable de présenter synthétiquement la description sociologique du groupe. On le découpe en sous-groupes en nombre illimité, eux-

mêmes formés d'individus en nombre illimité, que l'on est obligé d'énumérer discursivement. On va voir que l'analyse factorielle peut introduire à un mode de connaissance synthétique original.

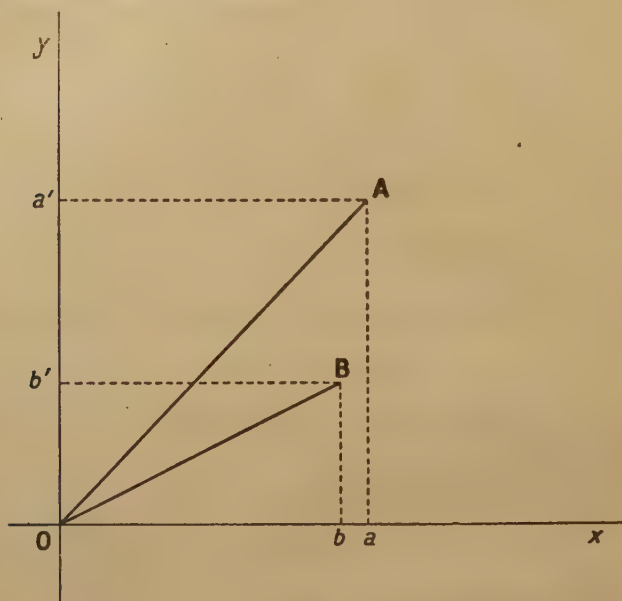


Fig. 25

Soient deux individus quelconques, A et B, pris dans un groupe d'individus testés, dont nous avons calculé les intercorrélations. Supposons pour commencer que la matrice de ces corrélations a été analysée en facteurs, et que l'on a trouvé que deux facteurs rendent compte exactement des corrélations. Appelons  $x_a, y_a$  les saturations de A,  $x_b, y_b$  les saturations de B, dans ces deux facteurs. Nous pouvons donner une image géométrique de cette situation. Soit un plan, sur lequel nous aurons tracé deux axes de coordonnées,  $Ox, Oy$ . Nous représenterons A et B par des points, ayant précisément pour coordonnées leurs saturations  $x_a, y_a, x_b, y_b$ . Si nous joignons A et B à l'ori-

gine O des coordonnées, en général les droites OA, OB formeront un angle. Évaluons le cosinus de cet angle. Nous avons

$$\begin{aligned}\cos \widehat{AOB} &= \cos (\widehat{AOA} - \widehat{BOB}) \\ &= \cos \widehat{AOA} \cdot \cos \widehat{BOB} + \sin \widehat{AOA} \cdot \sin \widehat{BOB} \\ &= \frac{Oa}{OA} \cdot \frac{Ob}{OB} + \frac{Oa'}{OA} \cdot \frac{Ob'}{OB}\end{aligned}$$

En remarquant que  $Oa, Oa', Ob, Ob'$  sont respectivement  $x_a, y_a, x_b, y_b$ , on pourra écrire

$$\cos AOB = (x_a x_b + y_a y_b) \frac{1}{OA \cdot OB}$$

Or nous savons que par définition des facteurs nous devons avoir

$$x_a x_b + y_a y_b = r, \quad (1)$$

$r$  étant le coefficient de corrélation entre A et B. Il en résulte que

$$r = OA \cdot OB \cdot \cos \widehat{AOB}. \quad (2)$$

Le second membre de l'équation (2) est appelé le produit scalaire des deux vecteurs  $\vec{OA}, \vec{OB}$ . Ainsi, dans le cas où il n'y a que deux facteurs, le coefficient de corrélation entre deux individus est égal au produit scalaire des deux vecteurs obtenus en représentant les deux individus par des points ayant pour coordonnées leurs saturations dans les deux facteurs (voir fig. 25). Dans le cas où il y a trois, quatre...,  $n$  facteurs, la propriété sera conservée si nous représentons A et B dans des espaces à trois, quatre...,  $n$  dimensions.

Cherchons maintenant, en revenant, pour la simplicité de l'exposé, au cas d'une représentation dans un espace à deux dimensions, quelles informations la représentation précédemment définie nous donne sur la corrélation des individus A et B. Il nous suffit pour cela de discuter les valeurs de l'équation (2). Nous savons déjà que  $r$  ne peut

varier qu'entre  $-1$  et  $+1$ . L'équation (1) nous assure que cette condition sera toujours réalisée : le maximum théorique des saturations est  $+1$  et leur minimum est  $-1$  (1). — Nous voyons d'abord que  $r$  peut être nul pour l'un des trois cas suivants :  $OA = 0$ ,  $OB = 0$ ,  $\cos \widehat{AOB} = 0$ . Si on a  $\cos \widehat{AOB} = 0$ , les vecteurs  $\overline{OA}$ ,  $\overline{OB}$  sont rectangulaires. Les cas  $OA = 0$ ,  $OB = 0$  ne sont qu'un cas particulier du cas précédent : celui où l'un des deux vecteurs se réduit à un point, qui est l'origine des coordonnées. Nous trouverons donc tous les individus n'ayant pas de corrélation avec un individu donné, sur la perpendiculaire au vecteur de cet individu passant par l'origine des coordonnées. — Quand aurons-nous  $r = +1$  ? Deux cas sont à distinguer. 1° Il pourra se faire, d'abord que  $\cos \widehat{AOB} = 1$ . Les points représentatifs des individus seront portés sur la même droite, l'angle  $\widehat{AOB}$  étant nul. On devra alors avoir  $OA \cdot OB = 1$ . Une infinité de points A et B répondront à la question. Mais ils seront tous situés dans une région limitée extérieurement par le carré PQRS, dont les sommets ont pour coordonnées respectivement  $(-1, +1)$ ,  $(+1, +1)$ ,  $(+1, -1)$ ,  $(-1, -1)$ , et intérieurement par les demi-cercles  $O_1$ ,  $O_2$ ,  $O_3$ ,  $O_4$ , tangents aux axes au point O et aux côtés du carré PQRS (2). Sur la figure 26,

(1) La saturation anormale de l'individu F dans le facteur IV est due à l'effet des erreurs qui ont été commises dans l'approximation de certaines valeurs de la matrice des corrélations (les « communalités ») lors du calcul des saturations par la méthode de Thurstone.

(2) La démonstration de cette proposition est facile. Considérons dans le premier quadrant la droite OM, qui forme avec Ox un angle inférieur à  $45^\circ$ , et qui porte à la fois A et B (voir fig. 26). Nous nous proposons de déterminer les positions limites de A et de B. Une première limite est le point M où la droite OM coupe la droite RQ, d'équation  $x = +1$ . En effet, les abscisses de A et de B ne peuvent dépasser la valeur  $+1$ , puisqu'elles sont égales aux saturations des individus A et B dans le facteur I. Les points de la demi-droite TQ sont donc les limites supérieures des positions des points A et B sur les droites telles que OM. Cherchons ensuite la limite inférieure, M'. Puisqu'on doit avoir  $OM \cdot OM' = 1$ , et que le lieu des points M est la droite TQ, le lieu des points M' est le cercle  $O_1$ , de centre  $\left(\frac{1}{2}, 0\right)$  et de rayon  $\frac{1}{2}$ , inverse de la droite TQ, dans une inversion de pôle O et de module égal à 1. Tout le

cette région est recouverte de hachures. On remarquera qu'elle contient notamment le cercle de centre  $O$  et de rayon 1, sur lequel

on aura  $OA = 1$ ,  $OB = 1$ ; 2° Si  $\cos \widehat{AOB}$  est différent de 1, pour avoir  $r = 1$ , il faudra que le produit  $OA \cdot OB$  soit supérieur à 1. Cela ne sera pas toujours possible. Mais quand le cas se produira, puisque l'un des deux points est nécessairement intérieur au carré  $PQRS$ , l'autre sera extérieur aux cercles  $O_1, O_2, O_3, O_4$ .

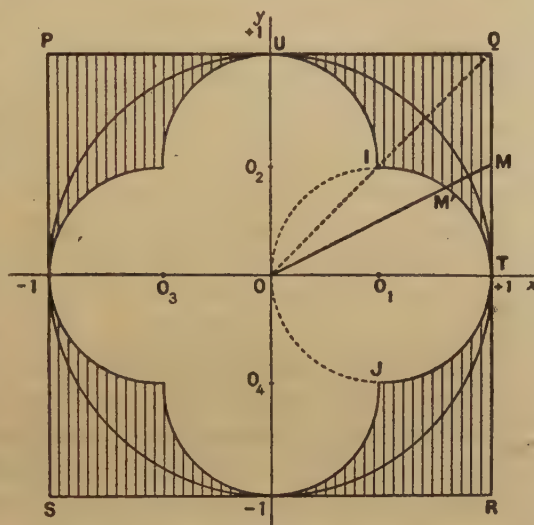


Fig. 26

Ils seront donc

compris dans la même région que dans le cas précédent.

— Il reste à examiner dans quelles conditions nous aurons  $r = -1$ , c'est-à-dire une corrélation inverse parfaite entre

cercle ne répond d'ailleurs pas à la question. Comme nous ne considérons pour le moment que le premier quadrant, nous ne pouvons prendre que le demi-cercle  $TM'O$ . D'autre part, quand la droite  $OM$  forme avec  $Ox$  un angle supérieur à  $45^\circ$ , elle coupe la droite  $PQ$ . Mais la droite  $PQ$  est elle-même une limite de la région où doivent se trouver les points  $A$  et  $B$ . S'ils se trouvaient au delà, leurs ordonnées seraient supérieures à  $+1$ .  $PQ$  est donc la limite supérieure de  $M$  quand  $\widehat{xOM}$  dépasse  $45^\circ$ . La limite inférieure est le cercle de centre  $O_2$ , symétrique de  $O_1$  par rapport à la bissectrice  $OQ$  de l'angle droit  $xOy$ . La portion du cercle  $O_1$  qui convient est limitée par le point  $I$ , intersection de ce cercle avec  $O_2$ , point qui est évidemment situé sur  $OQ$ . Donc, finalement, dans le premier quadrant, ne convient que le quart de cercle  $TM'I$ . Et, en dessous de  $OQ$ , les points  $A, B$  sont situés dans le triangle semi-curviligne  $TIQ$ . Pour l'ensemble de la figure, huit triangles semi-curvilignes de ce genre déterminent la région dans laquelle doivent se trouver les points  $A, B$ , pour qu'on ait  $OA \cdot OB = 1$ . C. Q. F. D.

A et B. Cette question sera vite réglée. OA et OB sont de simples longueurs, toujours positives. Le second membre de l'équation (2) sera négatif seulement si  $\cos \widehat{AOB}$  est négatif, c'est-à-dire si OA, OB forment un angle supérieur à  $90^\circ$ . En particulier, on aura  $r = -1$ , si  $OA \cdot OB = 1$ , avec  $\cos \widehat{AOB} = -1$ . Alors A et B seront portés par la même droite, mais OA et OB seront de sens inverse. Et A et B seront dans des quadrilatères semi-curvilignes tels que TQUI, symétriques par rapport au point O.

Les trois cas que nous venons d'examiner, dans lesquels on a respectivement  $r = 0$ ,  $r = +1$ ,  $r = -1$ , sont trois cas limites, qui ne se rencontrent pratiquement jamais. Dans l'expérience, on trouve seulement, comme cas extrêmes, des corrélations très faibles, des corrélations fortes positives, et des corrélations fortes négatives. Il est difficile de donner une définition rigoureuse de ces expressions. Mais, dans la pratique, elles s'opposent assez clairement aux corrélations qu'on nomme moyennes ou médiocres. Il n'est pas possible de justifier rigoureusement la proposition suivante. Cependant, on peut avancer que 1° les points sensiblement sans corrélation seront situés sur des droites passant par l'origine et rectangulaires ; 2° les points en forte corrélation positive seront groupés dans le voisinage des quadrilatères semi-curvilignes précédemment définis ; 3° les points en forte corrélation négative seront respectivement situés dans des quadrilatères diamétralement opposés.

Il devient dès lors possible d'interpréter la figure 27. Dans cette figure on a représenté les vingt-cinq individus par des points ayant pour abscisses leurs saturations dans le facteur I, et pour ordonnées leurs saturations dans le facteur II. Les facteurs I et II épuisant une grande partie des intercorrélations des individus, ce fait rend notre étude suffisamment légitime, sous réserve des observations qui seront présentées plus loin. On a entouré d'une olive les points représentatifs des individus qui possèdent les satu-

rations les plus hautes et les plus basses dans le facteur II. Nous avons dit que ce facteur permet de distinguer deux groupes, dans chacun

desquels les intercorrélations sont élevées, tandis que les corrélations des individus d'un groupe avec ceux de l'autre groupe tendent à être fortement négatives. Sur la figure, nous pouvons constater deux faits, en accord avec la théorie. D'abord, les olives sont toutes deux intérieures ou très voisines des zones de hautes corrélations. D'autre part, elles sont sensiblement rectangulaires par rapport à l'origine. On a tracé sur la figure les droites  $OG_1$  et  $OG_2$  qui passent par l'origine et par le point moyen de chaque groupe. On aperçoit à l'œil leur

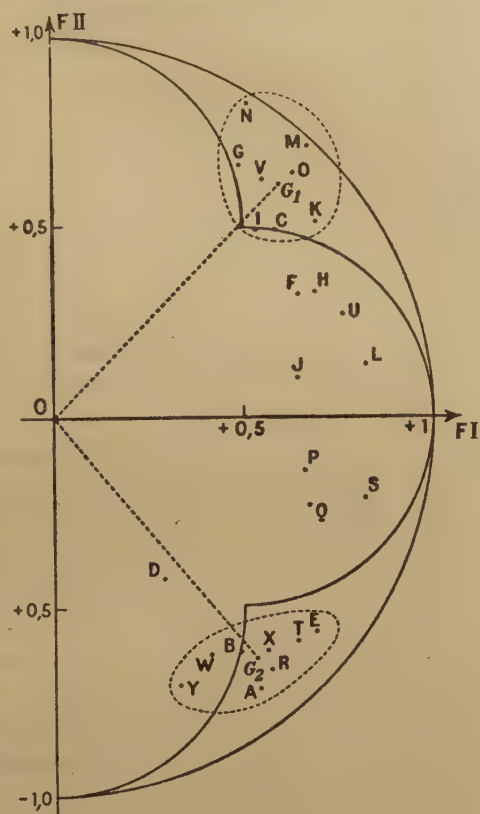


Fig. 27

sensible perpendicularité. On aboutit ainsi à une conclusion importante. Dans le cas où deux facteurs suffisent à rendre compte des corrélations des individus, un graphique plan sur lequel on aura représenté les individus par des points rapportés aux facteurs comme axes de coordonnées permettra immédiatement de saisir les relations très complexes et très nombreuses qui existent entre les individus. Cette

méthode nous offre donc le principe du mode de connaissance synthétique que nous recherchions.

Jusqu'à ce point cependant, on s'est borné à étudier le cas de deux facteurs, et d'une représentation dans deux dimensions. Or le nombre des facteurs, et par suite des dimensions d'espace, peut être beaucoup plus élevé. Examinons rapidement le cas de trois facteurs. Cette fois le nombre des coordonnées de chaque point représentatif d'un individu, est de trois. Nous devons utiliser tout l'espace physique pour construire notre représentation. La figure 28 en donne un exemple limité. Sur cette figure, les trois facteurs apparaissent sous la forme de trois axes de coordonnées orthogonaux. On a indiqué en perspective cavalière, deux plans, le plan P, horizontal, qui contient les facteurs I et II, et le plan Q, vertical, qui contient les facteurs II et III. On a tracé en pointillé toutes les droites qui sont supposées vues par transparence à travers ces deux plans. Les lettres minuscules sont les projections orthogonales des points sur le plan P. Ce ne sont pas autre chose que les points de la figure 27 qui n'avait que deux dimensions (à savoir les facteurs I et II). Les lignes de rappel, qui indiquent de combien chaque point est situé au-dessus (trait plein) ou au-dessous (pointillé) du plan P, ont une longueur égale à la troisième coordonnée du point, c'est-à-dire à la saturation de l'individu dans le facteur III. Comme sur la figure 25, chaque point a été réuni à l'origine par une droite, pour permettre d'apprécier les angles. Cette fois, bien entendu, ce sont des angles dans l'espace. Pour ne pas rendre la figure exagérément confuse, on a marqué les positions de dix points seulement, qui représentent les individus les plus saturés et les moins saturés dans le facteur II. Ici encore, on a bien l'impression que les individus sont rassemblés en deux groupes indépendants : les points sont groupés dans des volumes très limités, situés dans les régions de hautes corrélations (qui pourraient être définies exactement comme dans le cas du schéma à deux

dimensions); les droites qui joignent leurs centres de gravité à l'origine sont sensiblement orthogonales. Cette repré-

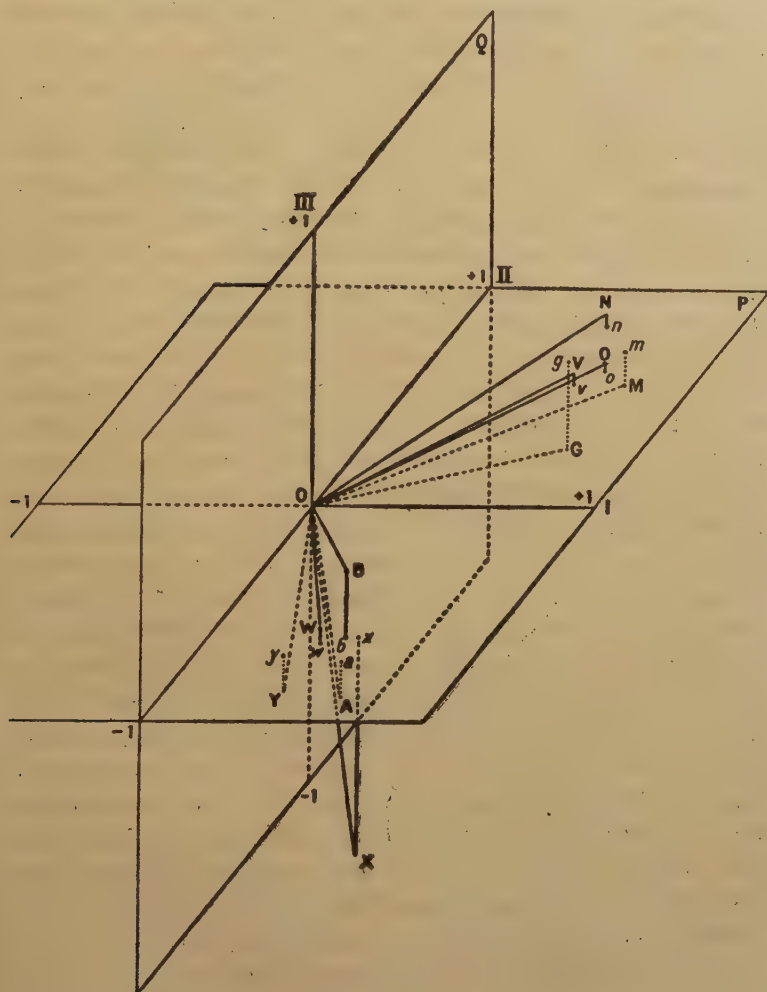


Fig. 28

sentation permet donc de prendre une vue synthétique des interrelations des individus dans trois dimensions.

En comparant les deux figures 27 et 28, on constate

que la représentation a été améliorée. Sur la figure 27, on a l'impression que les individus M et N, par exemple, sont moins voisins que B et X. Mais B et X ont leurs coordonnées  $z$  beaucoup plus différentes que M et N, et il apparaît que le produit scalaire des vecteurs  $\vec{OB}$ ,  $\vec{OX}$  est très inférieur au produit scalaire des vecteurs  $\vec{OM}$ ,  $\vec{ON}$ . Contrairement aux indications de la figure 27, la corrélation de M avec N doit donc être supérieure à la corrélation de B avec X. En fait, si nous nous reportons à la matrice des corrélations, nous voyons que  $r_{MN} = + 0,9767$ ,  $r_{BX} = + 0,3759$ . Dans ce cas particulier, la supériorité de la représentation tri-dimensionnelle apparaît incontestable.

Cette remarque nous amène à penser qu'une représentation dans quatre dimensions sera encore plus adéquate. S'il a fallu pousser l'analyse factorielle jusqu'au quatrième facteur, c'est évidemment que les trois premiers facteurs ne rendent pas compte complètement de la matrice des corrélations. Seulement ici nous ne disposons plus d'aucun schéma imaginaire. La perception s'arrête à la troisième dimension. L'évidence de l'intuition devra faire place à l'intelligence des rapports rationnels. Au lieu de visualiser les relations des individus, nous serons obligés de les concevoir. La personnalité psychosociale de chaque individu ne sera plus figurée par un point dans l'espace sensible, mais par un ensemble de  $n$  nombres, ses coordonnées (égales à ses saturations dans les  $n$  facteurs). Ainsi, les individus M et N, qui viennent déjà d'être pris pour exemples, seront représentés par

M (0,6733, 0,7181, — 0,1096, 0,2016)

N (0,5072, 0,8225, 0,0589, 0,1084).

Ces deux groupes de nombres déterminent la position de deux points dans un espace à quatre dimensions, et l'on aura à concevoir ces deux points.

On pourrait ici soulever une objection. Toute l'infor-

mation que nous possédons concernant les individus provient de la connaissance de leurs corrélations. Nous nous sommes proposé de trouver une représentation synthétique de leurs rapports. Or, dira-t-on, est-ce que la valeur de la corrélation

$$r_{MN} = + 0,9767$$

n'est pas plus synthétique, plus commode, en même temps que plus exacte, que l'ensemble des huit saturations, dont le produit interne ne nous donne de la corrélation primitive qu'une valeur approchée

$$\hat{r}_{MN} = + 0,9475,$$

et comporte une erreur relative de 3 % ? — A cette objection on peut faire trois réponses. En premier lieu, l'erreur commise dans l'estimation est de peu d'importance. Ce qui compte, c'est l'ordre de grandeur de la corrélation, nullement sa valeur exacte obtenue par le calcul direct, qui, aussi bien, n'est elle-même qu'une valeur approchée. Il est clair que  $r_{MN}$  et  $\hat{r}_{MN}$  sont du même ordre. On fera ensuite observer qu'un coefficient de corrélation isolé n'est pas plus synthétique parce qu'il est une valeur unique. C'est une information encore massive, indifférenciée. Les saturations analysent les rapports entre les deux individus aux différents points de vue à partir desquels on peut les envisager. C'est qu'en effet, et cette remarque constituera le troisième point, les saturations expriment les relations avec tous les individus, tandis que les coefficients de corrélations ne concernent que des individus pris deux à deux. Ce qui correspond à l'association de quatre saturations avec un individu, c'est l'association de ses vingt-quatre coefficients de corrélation. La considération des facteurs nous met beaucoup mieux en mesure de concevoir les relations de tous les individus avec tous. Les facteurs conditionnent une connaissance psychosociale à la fois plus synthétique et plus différenciée (1).

(1) On serait tenté d'ajouter que le tableau complet des saturations ne

En définitive, on peut dire que dans le cas général les personnalités psychosociales d'un groupe d'individus étudiés au point de vue de leurs réactions d'opinions, sont avantageusement représentées par un schéma rationnel dans une géométrie à  $n$  dimensions.

### (6) Conclusion

Résumons brièvement les discussions de ce chapitre et leurs résultats. Le point de départ de notre problème est une observation de sens commun. Amené à réagir à un problème d'opinion, un individu trahit, dans sa réponse, un aspect plus ou moins important de sa personnalité. Nous avons recherché la manière la plus adéquate d'exprimer les informations sur sa personnalité, que nous donne cette réaction. L'analyse commence par une réflexion psychosociale, sur laquelle nous n'avons pas jugé bon de nous étendre dans le présent travail, y ayant insisté ailleurs. C'est que cette réaction n'a de sens que comparée aux réponses des autres membres du groupe social. Les informations que nous avons à attendre sont des informations comparatives. Le calcul des coefficients de corrélations entre les différentes réactions d'opinions, dues à de nom-

prend que cent éléments statistiques, alors que la matrice des corrélations en comporte trois cents. Mais ce fait est exceptionnel. Il est dû à ce que, comme on l'a remarqué en son lieu, le nombre des facteurs suffisant à expliquer la matrice s'est trouvé très inférieur au nombre maximum des facteurs possibles. S'il n'en avait pas été ainsi, le nombre des saturations aurait dépassé de beaucoup celui des coefficients de corrélation. Cette proposition peut facilement être démontrée mathématiquement. Soit  $F$  le nombre maximum des facteurs,  $C$  le nombre des corrélations,  $n$  le nombre des individus.  $Fn$  et  $C$  peuvent être exprimés en fonction de  $n$  par les deux équations ( $Fn$  étant évidemment le nombre des saturations) :

$$Fn = n \frac{2n + 1 + \sqrt{8n + 1}}{2} \quad (1);$$

$$C = n \frac{n - 1}{2} \quad (2).$$

$n$  étant un nombre entier toujours supérieur à l'unité, il est évident que le second membre de (1) est supérieur au second membre de (2).

breux individus d'un même groupe, rend possibles des comparaisons. Ces coefficients de corrélation indiquent dans quelle mesure on peut déduire les réactions de certains individus, quand on connaît les réactions des autres, et leurs intercorrélations, en supposant que les relations entre ces réactions sont linéaires, ce qui est l'hypothèse la plus simple. Ces corrélations sont toutefois trop nombreuses, trop indifférenciées, trop fragmentaires en même temps, pour suffire à nous donner une image intelligible des interrelations qui existent dans le groupe de sujets. Une analyse factorielle du tableau des corrélations dégage un certain nombre de facteurs. L'intensité avec laquelle les différents individus sont saturés par ces facteurs, nous fait connaître finalement quels sous-groupes peuvent être distingués à l'intérieur du groupe étudié, et quelle place chaque individu occupe dans le groupe d'ensemble et dans les divers sous-groupes. Nous avons constaté, notamment, que le premier facteur exprime la grandeur, forte ou faible, de l'accord de chaque individu avec l'ensemble des autres, tandis que les autres facteurs expriment la grandeur de l'accord de ces mêmes individus avec les différents sous-groupes. Ces relations des individus les uns avec les autres sont multiples et simultanées. Une représentation synthétique de la situation de chaque individu peut être donnée par un schéma géométrique, accessible à l'intuition lorsque le nombre des facteurs ne dépasse pas trois, concevable seulement si le nombre des facteurs est supérieur. Il suffit pour cela de considérer les saturations des individus dans les différents facteurs, comme les coordonnées de points dans l'espace physique ou dans un hyper-espace. On constate alors que les individus constituant des sous-groupes sont rassemblés dans certaines portions du plan, de l'espace, ou d'un hyper-espace, qu'il est possible de déterminer par simple inspection ou par le calcul. On voit aussi qu'on peut préciser quels sont les groupes opposés ou indépendants mutuellement. Une telle méthode rend possible une

connaissance à la fois analysée et synthétique des personnes et des groupes psychosociaux.

Une étude de cette sorte n'est pas seulement descriptive. Elle est encore explicative, si l'on veut donner au mot explication le sens qu'il a pris dans la science moderne. Insistons sur ce point, que les développements surtout techniques qui précèdent ont peut-être trop laissé dans l'ombre. Nous réservons, bien entendu, les droits de la psychosociologie compréhensive, dont les voies sont, comme on sait, totalement différentes. Mais l'explication conserve sa place dans le domaine où nous nous trouvons. La psychologie sociale est une science naturelle en même temps qu'humaine. Or la nature de l'explication est souvent encore mal comprise. On s'imagine que les faits — qui sont ici les réactions d'opinions — seront rendus intelligibles quand on en aura montré les raisons. La notion de cause, abandonnée en physique, conserve son prestige dans les sciences psychologiques ou sociologiques. En réalité, on est enfermé dans une alternative : ou bien on considérera des actes, dont il faudra rechercher les intentions, et ce sera une philosophie compréhensive à laquelle on devra emprunter ses armes ; ou bien on n'aura que des faits, et toute l'explication consistera à expliciter les relations qui relient ces faits. Ce deuxième point de vue, absolument différent, mais tout aussi légitime que le premier, est celui qui a été délibérément adopté dans la présente étude. Or il apparaît que les résultats auxquels on a été conduit réalisent une explication ainsi entendue. Les faits recueillis se trouvent intégrés dans d'innombrables relations dont l'expression est actualisable. Les individus étant représentés par des points, les produits scalaires des vecteurs qui leur correspondent peuvent être écrits, les surfaces, volumes ou hyper-volumes dans lesquels ils se groupent peuvent être déterminés géométriquement ou analytiquement. Une explication complète consistera à actualiser toutes ces relations mathématiques. Rien au delà ne saura

être légitimement exigé. La description adéquate se confond ici avec l'explication.

Il faut pourtant remarquer que nous évoquons le droit plutôt que le fait. Les techniques que nous avons dû utiliser, dans l'état actuel d'avancement de l'analyse statistique, sont encore grossières, simplistes, approximatives. Les seules dépendances que nous ayons envisagées sont des dépendances linéaires. La méthode d'analyse factorielle de Thurstone, qui nous paraît la plus satisfaisante, comporte encore certaines incertitudes, et notamment dans l'approximation de certaines valeurs de la matrice originale (les « communalités »). Cette question est beaucoup trop technique pour que nous y insistions davantage. Mais il faut s'attendre à ce que les techniques fassent dans un avenir rapproché de considérables progrès. Alors les insuffisances de cette étude apparaîtront en pleine lumière. Mais il nous paraît qu'on pourra s'avancer beaucoup si l'on poursuit la voie que nous indiquons.

## CHAPITRE V

### CONCLUSIONS

- (1) La logique de l'expérience psychosociale. — (2) Possibilités de la statistique appliquée à la science psychosociale. — (3) La théorie et l'expérience des opinions. — (4) Impasses et horizons.

#### (1) La logique de l'expérience psychosociale

La balance de l'actif et du passif de ces études expérimentales des opinions fait ressortir un faible gain au bénéfice de la science psychosociale. Les distributions d'opinions paraissent pouvoir être ramenées, même dans des cas très défavorables, aux deux formes caractéristiques des attitudes privées et de l'opinion publique. L'originalité et le conformisme ne peuvent être prévus avec certitude à partir des caractéristiques psychosociologiques des individus. Dans la généralité des cas, ces notions ne suffisent pas à différencier les sujets. Sous la forme plus précise d'atypicalité et de typicalité, elles ne définissent que les individus extrêmes. Ce sont seulement des traits semi-généraux. Si on veut donner toute sa généralité au problème de la description des personnalités à partir des opinions, on est obligé de reconnaître qu'il faut réaliser une comparaison simultanée des individus dans un univers logique à de nombreuses dimensions. La technique de l'analyse factorielle rend cette description possible. Elle fait apparaître l'existence de plus d'un facteur, contrairement à beaucoup d'affirmations implicites du sens commun.

Ainsi, l'on fait bien vite le tour des résultats immédiats acquis au cours de ces études. Et l'on peut, quand on considère le nombre de personnes qui y ont contribué à des titres divers, le temps employé, l'argent dépensé, se demander si l'entreprise méritait d'être tentée. Cette inquiétude qui saisit périodiquement le chercheur expérimental tout au cours de son travail, et particulièrement une fois celui-ci terminé, appelle certaines réflexions qui ne seront pas déplacées dans une conclusion.

La longueur des recherches expérimentales est une chose bien connue. Il est souvent bien facile d'avoir l'idée d'une hypothèse, de construire rationnellement une théorie, qui iront au-devant des faits. Il est autrement laborieux de mettre ces idées en œuvre. La nature du travail matériel varie naturellement avec chaque science, et il ne rentre nullement dans notre dessein d'en essayer l'analyse ici. Nous voudrions seulement nous efforcer de préciser les traits propres à l'expérimentation dans la science psychosociale, et notamment dans l'étude des opinions. Il est d'ailleurs également superflu d'insister sur les techniques ou les artifices, de tests ou d'enquêtes, qui permettent de réunir les faits. C'est la mise en œuvre de ces faits qui appelle quelques commentaires, c'est de la logique expérimentale de la science psychosociale que nous voulons aborder la question.

S'il est relativement simple, dans les différentes branches de la science de la nature, de réunir un matériel homogène, dont toutes les caractéristiques sont bien déterminées, il en va tout autrement lorsqu'on se trouve en présence d'hommes. Sans doute, quand on utilise pour une expérience de chimie ou de biologie, quelques échantillons de Plomb ou quelques douzaines de Souris, il faut avoir pris quelques précautions pour être sûr que ces échantillons ou ces animaux sont rigoureusement identiques. Mais, en psychologie sociale, il est impossible d'avoir affaire à des individus identiques. Ou plutôt, un tel résultat, s'il était

accessible, serait peu désirable. Car, si l'on peut définir un idéal de Plomb pur, ou d'une race pure de Souris, l'Homme en soi ne nous intéresse pas. L'individualité humaine est la réalité que nous entendons étudier. Les relations idéales que nous nommons des lois, ne tendent pas à s'appliquer à un type d'homme abstrait, à un *homo sociologicus*, si l'on peut dire, mais à une société idéale, à une population idéale. La population réelle sur laquelle l'expérimentateur est appelé à travailler, joue le rôle d'un échantillon empirique, approché, impur, dans lequel les relations idéales ne peuvent être qu'imparfaitement vérifiées, et où les individus concrets, prélevés pour la cause de l'expérience, n'apparaissent que comme des échantillons dans un échantillon, comme des témoins très infidèles d'une réalité qui les dépasse infiniment, ou mieux comme des acteurs qui méconnaîtraient un texte qu'il n'est pas donné, dans l'expérience, de percevoir dans son intégralité.

Dès lors, les normes de la logique classique deviennent impuissantes à nous guider dans l'utilisation de l'expérience. Pour la logique classique, les faits sont des absolus. La réaction chimique se produit ou ne se produit pas. La Souris meurt ou survit. Les conclusions qu'il est légitime d'en tirer sont immédiates. Le gros œuvre du travail expérimental consiste, dans des cas de ce genre, à réaliser matériellement l'expérimentation. Dans la situation où nous sommes placés, on pourrait presque dire que la tâche de l'expérimentateur commence à peine. Il se trouve nécessairement toujours dans des cas particuliers, puisqu'il ne saurait éliminer l'individualité. S'il était tenté d'utiliser les règles de la logique inductive classique, il risquerait de prendre pour une confirmation de l'hypothèse, un accord accidentel des faits avec son idée préconçue, ou inversement de traiter comme une contradiction, une exception due à des causes qu'il n'a pas été en son pouvoir de contrôler. Il est indispensable d'insister sur cette remarque. Non seulement il arrive qu'elle soit méconnue par ignorance,

non seulement le prestige de la logique inductive classique, seule enseignée dogmatiquement, lui vaut le privilège d'une application universelle, mais encore les tendances instinctives du sens commun, dont elle s'inspire et sur lesquelles elle s'appuie, restent puissantes même sur les esprits avertis. Il est tentant de sauter à la conclusion en présence d'une longue série de concordances entre les faits et les hypothèses ingénieuses, vraisemblables ou désirables. Il est décourageant et inquiétant de constater l'échec plus ou moins continu d'une idée directrice. Pour prendre quelques exemples dans le présent travail, l'impossibilité d'ajuster les courbes de Pearson aux distributions expérimentales d'opinions, a failli nous faire renoncer à poursuivre l'analyse de ces distributions. Les données si cohérentes de chaque moitié, considérée isolément, des tableaux V, VI et VII, auraient pu encourager une conclusion hâtive sur les facteurs psychosociologiques du trait d'atypicalité-typicalité.

Le raisonnement approprié à la discussion des faits expérimentaux dans les disciplines psychosociales, est la logique probabiliste. Une expérience psychosociale n'est pas un absolu. Les résultats qu'elle apporte ne se suffisent pas à eux-mêmes. L'expérimentateur n'est en présence que d'un échantillon. Eût-il recommencé son expérience un nombre considérable de fois, que la situation ne serait pas changée essentiellement. Il aurait augmenté d'une manière très sensible sa quantité d'information. Mais cette information, si étendue soit-elle, ne sera jamais, en elle-même, décisive. La même question restera toujours à poser : dans quelle mesure, étant donné que nous disposons d'une quantité finie d'information, pouvons-nous énoncer une conclusion valable pour le cas idéal où nous aurions réuni une information infinie ? C'est dire que les conclusions devront toujours être accompagnées de l'indication de leur probabilité. Cette probabilité elle-même dépendra de deux facteurs : d'une part de la clarté plus ou moins mani-

feste des résultats acquis ; d'autre part de l'étendue des résultats qui suggèrent avec une clarté donnée une certaine conclusion. Les normes de la logique apparaissent alors comme un cas limite : celui où la probabilité est si forte qu'il n'est plus besoin de qualifier la conclusion. En fait, c'est justement ce qui se passe dans la généralité des expérimentations appartenant au domaine des sciences de la nature. Et c'est ce qui permet de faire l'économie de l'épreuve de signification des expériences.

Or les épreuves de signification sont toujours laborieuses. Il s'agit d'abord de rechercher quelles sont les techniques les plus appropriées à nous apporter, à la fois le plus rapidement possible, et avec la plus haute certitude possible, une idée de la portée des résultats obtenus au cours de l'expérimentation. Il faut ensuite réaliser les calculs qui conduisent à la probabilité recherchée. Il reste enfin à interpréter la valeur de décision de cette probabilité. Il en résulte que cet examen des résultats tend à prendre, tant dans le travail matériel que dans l'exposé de la recherche, une place hors de proportion avec celle qu'occupe le raisonnement expérimental classique dans l'induction pure et simple des sciences de la nature. L'intérêt se déplace, de la réalisation matérielle de l'expérience, à la critique de l'expérience. Les discussions méthodologiques apparaissent au premier plan, de la même manière qu'en mathématiques la démonstration finit par apparaître comme plus importante que la découverte de la propriété elle-même. Il y a là, quant au jugement qu'on risque de porter sur la nature des différentes sciences, le danger d'une illusion de perspective. L'essentiel de la recherche scientifique reste la découverte de relations idéales, dont le rôle est de relier rationnellement les idées fragmentaires que nous construisons à l'occasion de la réalité aperçue dans l'expérience. La logique de l'expérience n'est au fond que la manifestation, arrêtée et durcie dans des codes, de l'activité de l'intelligence dans son œuvre théorétique.

## (2) Possibilités de la statistique appliquée à la science psychosociale

Les réflexions précédentes, relatives à la logique de l'expérience psychosociale, peuvent être prolongées et précisées en ce qui concerne la place de la statistique dans la science qui constitue cette expérience. Le présent travail, de même que toutes les contributions analogues à l'étude expérimentale des opinions, fait un constant appel à l'auxiliaire de la statistique. La signification de cet usage de la statistique ne doit pas être méconnue.

On pourrait être tenté de penser que cet usage trahit une intention délibérée d'introduire la quantité et les mathématiques dans le domaine de la science de l'homme. Par analogie avec les tentatives de constituer, par exemple, une économie politique mathématique, on apercevrait ici un effort pour jeter les bases d'une psychologie sociale mathématique. Les faits recevraient une affectation quantitative : ainsi les positions d'opinions seraient systématiquement exprimées par des cotes, les traits individuels par des groupes de valeurs numériques, la personnalité des individus serait ramenée à un point dans une géométrie à  $n$  dimensions. Les relations entre les faits seraient exprimées par des fonctions mathématiques, telles que celles par lesquelles nous avons cherché à représenter les distributions d'opinions. En réalité, une telle interprétation de l'esprit de ces études prendrait pour un but ce qui n'a été qu'un moyen. La statistique n'est que la technique, qui s'est développée suivant les besoins de la recherche, de la logique de l'expérience, et celle-ci, on vient de le voir, n'est pas autre chose que le raisonnement expérimental devenu conscient de lui-même. On se tromperait d'ailleurs si l'on imaginait que la fonction des mathématiques est d'édifier une théorie du nombre ou de la mesure, et plus encore sans doute si l'on concluait, de la réussite des innombrables applications des mathématiques à l'expé-

rience, une métaphysique quantitative de la réalité. La vérité, c'est, nous semble-t-il, que toute pensée précise tend inévitablement à prendre la forme des liaisons rationnelles qu'on est habitué à considérer comme caractéristiques de l'analyse ou de la géométrie. Dans la critique de ses expériences, tout expérimentateur qualifie ses conclusions par l'indication de leur portée et de leur vraisemblance de généralité. L'affinement de ces notions conduit à l'adoption du concept de probabilité, qui prend inévitablement la forme d'une fraction mathématique, d'un rapport entre le nombre des cas favorables et celui des cas possibles. Dire qu'une proposition est très vraisemblable, c'est exprimer d'une manière vague que dans la presque totalité des cas la proposition se montrera vraie, de même que, si nous voulons dire qu'un objet nous demande plus d'efforts à soulever qu'un autre, nous serions conduits, en précisant notre pensée, à évaluer le poids de l'un et de l'autre. Ce qui est premier, ce n'est pas l'intention de quantification, mais celle de rationalité.

On peut montrer que, dans les études précédentes, la statistique a bien joué ce rôle d'instrument au service du raisonnement expérimental. Déjà la notion de distribution manifestait le désir d'exprimer avec précision le fait que les nuances diverses d'opinions ne sont pas acceptées, dans un groupe expérimental, par des nombres identiques d'individus. La notion de cote d'atypicalité a été introduite pour exprimer l'accord, variable suivant les sujets, avec l'opinion de la majorité. Le calcul des coefficients de corrélations entre individus tendait à exprimer par un concept synthétique les rapports qualitatifs de ressemblance, extrêmement nombreux et extrêmement complexes, entre les individus d'un groupe expérimental, soumis à un ensemble de tests d'opinions. La recherche des courbes de distribution est un pas de plus dans l'effort de rationalisation : il s'agit d'exprimer par une relation unique les valeurs diverses d'un tableau de distribution. La comparaison des

cotes moyennes d'atypicalité dans les différentes catégories d'individus membres d'un groupe, recherche le même résultat : substituer une formule unique à un ensemble de données qui seraient proprement impensables si elles n'étaient pas ramenées à un petit nombre d'idées. De même, l'analyse d'un tableau de corrélations en facteurs aboutit à simplifier et à rationaliser les innombrables relations intérieures de ce tableau. Mais où le rôle logique de la statistique se manifeste le plus clairement, c'est dans les épreuves de signification. C'est là qu'on voit directement l'intelligence critique à l'œuvre. D'une masse de données multiples, déconcertantes, souvent contradictoires, la statistique extrait la valeur d'une probabilité, qui est le plus souvent la probabilité de l'hypothèse contraire à celle qui est mise à l'épreuve, et qui permet finalement d'apprécier quel est le poids des évidences que l'expérience accumule contre l'idée préconçue proposée par l'expérimentateur. Les résultats numériques obtenus par le moyen des calculs statistiques n'ont donc pas leur fin en eux-mêmes, comme on se le représente parfois. Ils ont seulement pour fonction d'exprimer, sous une forme claire, nuancée, et convaincante, l'information contenue dans l'expérience, information à partir de laquelle la raison décidera de la conclusion que les faits paraissent ainsi autoriser.

La fonction logique de la statistique étant ainsi précisée, il convient, avant de passer à un autre ordre de considérations, et de montrer quels bénéfices éloignés ces études ont apportés à la connaissance des opinions, de se demander si les techniques que nous avons trouvées à notre disposition, nous ont apporté dans tous les cas l'aide que nous en attendions. On conviendra d'abord que les épreuves de signification nous ont rendu, pour analyser la portée des données expérimentales, des services proprement irremplaçables. Que l'on se souvienne par exemple de l'usage qui a été fait du test de  $\chi^2$ . Il a pour fonction d'indiquer

la probabilité pour que les écarts entre un groupe de valeurs expérimentales et les valeurs théoriques, qui résulteraient de relations déterminées entre les faits, si ceux-ci n'étaient pas perturbés par des causes incontrôlables, soient dus au simple effet du hasard, aux simples contingences de l'échantillonnage. On a pu constater qu'il eût été totalement impossible en l'absence de ce test, par une simple comparaison intuitive des données expérimentales et théoriques, et par un recours au bon sens, de décider que l'ajustement présenté par la figure 13 est acceptable, que celui de la figure 14 est fortement douteux, que ceux des figures 15 et 16 sont complètement inacceptables. Le test de  $t$  n'est pas moins précieux. Sans le secours de ce test, nous aurions été incapables de décider quelles différences, présentées en détail aux tableaux XI et XII, sont de vraies différences, et quelles sont celles qui sont, très probablement, dues au simple fait de l'échantillonnage. Quant au test de  $z$ , dont nous n'avons l'occasion que de voir un usage très limité (cf. p. 80); il nous a apporté une certitude dans une circonstance où nous n'avions qu'une impression injustifiable. Les épreuves de signification rendent au chercheur expérimental des services qu'il chercherait en vain en s'adressant à n'importe quelle autre méthode. C'est à bon droit que R. A. Fisher leur attribue une place de premier plan dans ses *Méthodes statistiques pour les chercheurs* (*Statistical methods for research workers*). Nous insisterons moins sur certaines autres techniques statistiques utilisées dans ce travail, et qui sont en général beaucoup mieux connues et mieux appréciées. Il est clair par exemple que la moyenne est une notion aussi simple que pratique, capable de rassembler très aisément et très clairement une bonne part de l'information due à des données très nombreuses et qu'on serait souvent embarrassé pour apprécier synthétiquement autrement. Rappelons que le coefficient de corrélation  $r$  rend souvent de grands services, lorsque la dépendance de plusieurs couples de valeurs n'est pas fonc-

tionnelle et lorsqu'en même temps il y a lieu de penser que la relation idéale tend vers une forme linéaire. On a vu par exemple combien clairement le tableau XVII distingue l'importance relative des concordances contenues dans les différentes colonnes du tableau XVI, que l'esprit devine, mais qu'il est incapable d'apprécier avec quelque précision. Tous ces instruments statistiques se sont révélés excellents à l'usage.

Peut-être conviendrait-il d'apporter quelques réserves sur l'utilisation qui a été faite dans ces études, des deux méthodes qui se sont révélées comme d'une application passablement laborieuse. On a vu que le système des courbes de Pearson n'a pas donné les résultats escomptés. Si les ajustements de ces courbes aux distributions expérimentales d'opinions s'étaient révélés bons dans l'ensemble, l'existence des critères calculables rapidement à partir de l'expérience, aurait fourni un moyen rapide de départager les formes de courbes d'opinions. On se souvient que l'échec de cette tentative nous a obligé à procéder par tâtonnements, à partir d'hypothèses *a priori*, et d'une manière fort peu méthodique. La question des distributions est certainement embarrassante, et l'on peut dire que nous n'avons pas trouvé dans les méthodes actuelles de la statistique la méthode générale adaptée au cas particulier de notre problème. — D'un autre côté, certains doutes subsistent sur la valeur de la technique factorielle dans son état actuel. Sans que nous puissions insister beaucoup ici sur cette question, remarquons en passant que la méthode de Thurstone, qui paraît la plus commode pratiquement, en même temps que la plus satisfaisante théoriquement dans ses résultats, comporte à différents niveaux, et notamment au départ, dans l'appréciation de certaines valeurs de la matrice de corrélations (appelées les « communalités »), des tâtonnements qui laissent planer un doute sur la valeur des facteurs calculés. Cette technique, toute nouvelle encore, est en cours de perfectionnement. On

peut imaginer les immenses services qu'elle rendra à la psychologie quand elle sera complètement au point.

Quoi qu'il en soit de ces réserves, il est permis de conclure que, déjà pour le présent, et certainement de plus en plus dans un avenir immédiat, la statistique apparaît comme un instrument infiniment précieux pour l'analyse des résultats expérimentaux dans la recherche psychosociale. Son utilisation s'impose si l'on veut donner quelque rigueur à des conclusions qui sont fondées souvent sur des données d'expérience, pour la réunion desquelles il n'est pas toujours permis de s'entourer de toutes les garanties exigées habituellement dans les sciences de la nature. L'important n'est pas tant de disposer d'un matériel d'expérience impeccable, que d'en pouvoir apprécier exactement les imperfections, et de fonder sur lui des conclusions juste dans la mesure où elles sont légitimes. C'est la statistique seule qui permettra une telle discrimination.

### (3) La théorie et l'expérience des opinions

Le labeur d'analyse expérimentale qui s'est révélé nécessaire pour mener à bien ces trois études, se trouve expliqué et justifié par les remarques précédentes. Entre la constitution d'un recueil de données expérimentales et l'affirmation des conclusions, s'interpose inévitablement, dans un domaine tel que celui où nous nous trouvons placé, tout un travail de critique logique, qui prend la forme d'un calcul statistique. Ou bien, dès le départ, il faut renoncer à toute recherche, ou bien, à partir du moment où l'on s'est engagé dans la voie d'une étude expérimentale, il faut consentir à entreprendre ce long circuit. Ainsi, du côté méthodologique, nous sommes obligés d'admettre que ce travail était inévitable. Il nous reste à nous demander, toutefois, si les résultats auxquels nous sommes arrivés, rendent féconds de tels efforts. La question que nous évoquons ici peut être reposée en termes plus

généraux. Dans quelle mesure, au cours de cette étude, a-t-on pu jeter un pont entre la théorie et l'expérience des opinions ?

Il faut avoir pris contact avec la réalité concrète des opinions individuelles, pour concevoir combien la prétention de relier la théorie et l'expérience est ambitieuse. Dans le cabinet de travail, tout s'organise d'une manière harmonieuse. La personnalité d'un sujet est un foyer actif, une *entéléchie* d'où rayonnent en tout sens, à l'occasion des problèmes posés par la vie et par l'actualité, des attitudes diverses, multiformes, qui prennent, par leur centre vivant, leur signification et leur unité. L'ensemble des autres individus qui l'environnent, constitue, pour le sujet, une des portions les plus importantes et les plus intéressantes de son univers. Et non seulement il réfléchit la société dont il est membre, ses intentions, ses pensées, mais il est réfléchi par elle, et réfléchit à son tour ses propres images. Il est ce que les autres le croient être, parce que, si l'on prend le centre de perspective dans le milieu social, un sujet individuel quelconque en est seulement un membre, plus ou moins en harmonie avec son groupe, et parce que, en même temps, si l'on se déplace pour épouser le point de vue du sujet individuel lui-même, on constate qu'il ne peut se penser lui-même ni agir que par rapport aux images que ses semblables se font de lui, soit qu'il consente à cette image, soit qu'au contraire il entreprenne des efforts persévérants pour infléchir les rayons de cette lumière intersociale, d'une manière qui lui soit enfin satisfaisante. Le théoricien qui considère l'action d'opiner, soit dans le sujet individuel, soit dans le groupe social, se représente rationnellement et harmonieusement, bien qu'avec une infinité de nuances, d'antithèses et de synthèses dialectiques, que les opinions sont œuvre à principe individuel et à fin sociale, que chacun opine *par lui-même, mais pour tous*.

La situation est toute différente si l'on se plonge dans

une situation expérimentale. Quand on examine les réactions de quelques centaines ou de quelques milliers d'individus à un ensemble de questions, comme il nous a été donné de le faire, on retire l'impression d'un monstrueux et inextricable chaos. M. A. Siegfried, confronté avec une situation analogue, note en termes heureux cette impression, en rappelant les paroles de Macbeth : « C'est un conte, dit par un idiot, plein de furie et de fracas, ne signifiant rien », et il ajoute qu'on serait tenté de conclure : « Ce serait donc peine perdue que d'essayer d'y comprendre quelque chose : raisonne-t-on sur les démarches d'un fantaisiste ne sachant pas lui-même ce qu'il veut (1) ? » C'est qu'en effet, si nous prenons contact avec la réalité expérimentale concrète, il nous manque essentiellement ce que nous nous étions donné si aisément pour édifier notre théorie : la connaissance des intentions et des significations individuelles et collectives, l'accès au centre vivant d'où rayonnent toutes les réactions d'opinion. Nous ne disposons que de textes fragmentaires ou mutilés, transcrits par des intermédiaires maladroits, pour lesquels nous devons reconstituer le code qui y apportera un sens. Les résultats d'une enquête d'opinion sont déconcertants et décourageants.

La théorie nous apporte cependant l'aide de quelques idées directrices. Avant d'entreprendre ces études d'analyse expérimentale, nous lui avons fait trois emprunts. Nous nous sommes d'abord souvenu que, suivant les problèmes d'opinion évoqués, on peut se trouver dans deux situations bien différentes. Il peut se faire que rien n'impose aux sujets individuels de prendre position plutôt dans le sens favorable que dans le sens défavorable. Aucune polarisation n'existe dans le champ de forces psychosocial. Alors chaque sujet se détermine d'une manière indépendante des autres. Le résultat est une forme de distribution

(1) A. Siegfried, « Une géographie de l'opinion politique est-elle possible ? » *Nouvelle Revue française*, décembre 1937.

qui tend vers la courbe normale de Laplace-Gauss. Au contraire, s'il existe un champ de force nettement polarisé, s'il existe une opinion publique, c'est-à-dire une substantielle majorité acceptant l'une des positions d'opinion, et que cette majorité soit bien connue des sujets, un sujet individuel quelconque aura d'autant moins de chances d'accepter une position d'opinion, qu'elle sera plus éloignée de la position de la majorité. La courbe vers laquelle tendra la distribution observable, prendra l'allure d'un J. Cette anticipation rationnelle nous permettait d'introduire un commencement d'organisation dans les données expérimentales. Le problème des formes de distributions se trouvait posé. Mais il restait à examiner si les distributions expérimentales pouvaient effectivement être ramenées à l'un ou l'autre de ces deux types. Nous avons pu constater que, si deux distributions sur douze pouvaient, avec plus ou moins de vraisemblance, être considérées comme tendant vers la première forme, les autres se montraient rebelles à nos premières tentatives d'analyse. Nous avons alors observé que, dans les hypothèses qui limitent la portée de la théorie, il faut, pour que les effets attendus se produisent, que les groupes considérés, que les publics au sens de Tarde (1), soient homogènes. Il apparaissait donc que les distributions expérimentales devaient être considérées comme les résultantes de plusieurs distributions élémentaires, dans chacune desquelles l'une ou l'autre formes typiques devaient être observées. Le problème d'analyse des distributions expérimentales en distributions élémentaires, ne peut recevoir pratiquement aucune solution dans le cas général. Dans plusieurs cas particuliers cependant cette analyse a pu être réalisée d'une manière satisfaisante, donnant des résultats en accord avec les hypothèses. La première étude s'est ainsi trouvée conduite à bonne fin. Il n'est pas interdit, jusqu'à indication

(1) Cf. *Théorie des opinions*, chap. I, § 3 et chap. V, § 5.

contraire, de considérer que les distributions expérimentales d'opinions tendent vers la forme des opinions privées ou de l'opinion publique.

Ayant établi de cette manière un accord satisfaisant entre la théorie et l'expérience du point de vue de l'aspect sociologique de l'opinion, nous avons abordé un point important de la psychologie de ce phénomène : celui des tempéraments d'opinions. Le développement de la théorie des opinions conduit en effet à penser que dans ses réactions d'opinions, le sujet peut être tenté de se comporter de deux manières antithétiques : ou bien il tend à se trouver d'accord avec les opinions des autres membres du groupe social ; ou bien, au contraire, il manifeste une tendance à s'opposer aux attitudes de la majorité. Que l'une ou l'autre de ces tendances existe chez certains individus, c'est ce que la théorie suggère, et ce que l'expérience commune paraît confirmer : il existe des typiques et des atypiques. Mais ce trait a-t-il des conditions essentiellement sociologiques ou psychologiques ; est-il universel ou seulement semi-général ? L'expérience nous offrait un moyen relativement commode de départager les éléments de ces alternatives. Nous avons pu constater que l'existence de certains facteurs sociologiques de l'atypicalité ou de la typicalité est très peu vraisemblable : l'appartenance à une catégorie d'âge, de profession ou de situation économique ne suffit pas à déterminer l'atypicalité ou la typicalité d'un sujet. Au contraire, les cotes de typicalité-atypicalité sont distribuées normalement comme beaucoup de traits psychologiques. Mais ce trait (si l'on peut maintenir encore l'expression) est très mal intégré chez les individus situés au centre de la distribution. Seuls les typiques extrêmes et les atypiques extrêmes tendent à se montrer d'une manière permanente en accord ou en désaccord avec les opinions du groupe. On pourrait dire que l'atypicalité ou la typicalité résultent d'une intention manifeste, et que cette intention n'est présente que

dans une partie seulement des groupes expérimentaux.

La théorie des opinions nous a enfin fourni le prétexte d'une troisième étude. Les réactions d'opinions ne permettent pas seulement d'étudier les groupes dans leur ensemble et les sujets individuellement. On peut encore chercher à définir la personnalité des sujets d'une manière comparative, à l'intérieur de leur groupe. En fait, dans l'expérience commune, c'est toujours par une comparaison que nous essayons de rendre compte de ce que nous présentons d'unique dans une personnalité. Mais nous limitons cette comparaison à un petit nombre de points de vue, presque toujours à un seul. Et nous serions le plus souvent incapables d'établir une comparaison entre chaque individu, et chacun de tous les autres. Ainsi, nous nous contentons en réalité de faire rentrer chaque individu dans une classe, ou peut-être dans une sous-classe. Or la théorie l'exige et une expérience rudimentaire le confirme : toute personne est unique, et unique à de multiples points de vue. Selon l'intuition de Leibniz, la monade est un point métaphysique. — Notre troisième étude a eu pour but de réaliser pratiquement cette vue. Nous avons réussi à fournir, à partir des informations obtenues sur les individus dans les limites de l'expérience, un schéma de leurs interrelations, qui non seulement fait ressortir de manière précise l'originalité plus ou moins grande de chacun, mais encore permet de retrouver d'une manière suffisamment approchée, à partir de sa position schématique dans le groupe, les réactions d'opinions qu'il a effectivement données. Sans doute ces schémas sont-ils encore bien grossiers ; sans doute un prolongement de l'expérience conduirait-il à les compliquer indéfiniment. Mais il est clair que l'on ne pourrait transcender l'expérience, et trouver dans nos représentations plus d'information qu'il ne nous a été fourni expérimentalement. La représentation factorielle de la personnalité psychosociale présente au moins l'avantage de conserver l'intégralité de

notre information, organisée d'une manière rationnelle.

On voit donc qu'un accord a été obtenu, dans l'ensemble, entre la théorie et l'expérience, selon le vœu de l'analyse expérimentale. Et l'on saisit en pleine action le jeu des interactions réciproques qui s'établissent entre l'une et l'autre. La théorie fournit à l'expérience les idées directrices, sans lesquelles celle-ci serait inassimilable. L'expérience apporte à la théorie la confirmation de son accord avec la réalité non malléable comme le sont les simples idées ; au besoin elle lui donnera l'occasion de se préciser, de se différencier, ou de se réformer. Dans la première étude, c'est surtout la théorie qui a été appelée à jouer un rôle de guide. Dans la deuxième, c'est l'expérience qui a dû trancher entre les éléments d'une alternative, à deux reprises. Dans la troisième étude, la technique et la connaissance ont été étroitement associées. Les faits sont devenus si proches des idées qu'on pourrait difficilement distinguer, dans un schéma comme celui de la p. 121, la part qui revient à l'esprit et celle de la réalité. Suivant que l'on considèrera, dans les saturations des individus dans les différents facteurs, les valeurs numériques obtenues par les différents individus, ou les relations que ces saturations permettent d'établir entre leurs personnalités psychosociales, on sera tenté de nommer expérimentale ou théorique une telle description. Il vaudrait mieux sans doute estimer que cette description réalise, au moins en droit, un accord complet entre la théorie et l'expérience.

#### (4) Impasses et horizons

Cette contribution à l'étude expérimentale des opinions semble donc ouvrir des horizons à une connaissance scientifique des publics et des hommes. Nous nous sommes permis de la présenter moins à cause de l'intérêt de ses résultats immédiats, qui sont passablement limités, que par les espoirs qu'elle autorise. Mais d'abord nous avons

le devoir de circonscrire les frontières de ces espoirs. Aussi bien, on a déjà remarqué, au passage, certaines des impasses dans lesquelles l'entreprise nous engage.

Nous insisterons peu sur les difficultés pratiques auxquelles se heurte l'étude expérimentale des opinions. Bien qu'elles soient insolubles à la limite, un progrès des techniques statistiques, la reprise des enquêtes avec des moyens plus puissants, permettront de les reculer presque indéfiniment. C'est ainsi que la dissociation des courbes de fréquence dans l'étude des distributions d'opinion, impossible dans le cas général à partir de nos données trop peu nombreuses et avec nos procédés de calculs rudimentaires, deviendrait plus facile, sans qu'on puisse se flatter d'arriver jamais à une analyse purement mécanique. Des données plus nombreuses donneraient également des résultats plus décisifs dans l'étude des facteurs de l'atypicalité, et l'analyse factorielle de la personnalité psychosociale serait plus significative si, au lieu de prendre vingt-cinq individus, nous avions pu avoir affaire à un millier de sujets, testés d'un très grand nombre de manières.

Mais on devra se souvenir d'abord que, par la nature même des données, qui consistent seulement dans des échantillons, testés à l'aide d'épreuves qui ne sont, elles-mêmes que des échantillons, les conclusions expérimentales ne pourront jamais atteindre à la certitude. C'est une des limitations de l'analyse statistique, que de comporter des résultats qui sont seulement plus ou moins probables. Soit que l'on étudie la signification d'une différence, ou la valeur de l'ajustement d'une courbe à une distribution, soit que l'on exprime les relations de certains couples de données par des coefficients de corrélations, soit enfin que l'on procède à une analyse factorielle, les résultats que nous obtenons manifestent toujours que nous restons dans l'ignorance des rapports véritables qui unissent les faits d'une manière fonctionnelle. Comme on l'a fait judicieusement remarquer, le recours à l'analyse statistique

manifeste l'imperfection de nos données et de nos connaissances. L'intervention des raisonnements probabilistes et statistiques signifie que nous rapportons au hasard des perturbations dont, si notre situation était meilleure, nous devrions pouvoir écrire la loi. Peut-être est-ce là une circonstance inévitable, tenant à l'essence même des phénomènes que nous étudions, ou à l'orientation rationaliste et déterministe que nous avons donnée à notre science, dans un domaine où règne la liberté de l'esprit et l'irrationalité des tendances. Il n'empêche que nous sommes en présence d'une contradiction entre nos prétentions et nos possibilités. La connaissance expérimentale dans le domaine psychosocial ne répond pas adéquatement à la théorie rationnelle.

Mais il faut surtout mettre l'accent sur une insuffisance beaucoup plus grave. L'étude expérimentale des opinions est essentiellement objective. Or il est possible, et même vraisemblable, que la psychologie sociale des opinions doive aussi s'engager sur la voie de l'interprétation compréhensive. Au delà des réactions d'opinions, auxquelles seules nous avons eu accès dans ces études, il y a la signification que les sujets donnent à ces réactions, il y a les intentions qui les inspirent. Par exemple, il est parfaitement possible que les individus qui classent tous une personnalité politique à la place la plus favorable, appartiennent en réalité à des partis politiques très différents, et manifestent cette opinion pour des raisons très différentes. Il y a des « coalitions ». C'est notamment ce qui s'est passé pour les opinions relatives à la personnalité C, que nous avons étudiées au chapitre II. Or nous n'avons, dans une étude objective, aucun moyen intrinsèque et direct de faire la discrimination entre les intentions. Bien plus, nous nous refusons le droit de remonter aux intentions. Il en résulte que nous nous interdisons de *comprendre* la signification vécue d'une popularité comme celle de C. De même, et bien plus encore, dans l'étude expérimentale de la personnalité, quels que

soient les raffinements et la puissance de nos procédés statistiques d'analyse, l'essentiel de la personnalité, le centre vivant dont émanent les opinions, d'une manière en droit imprévisible et créatrice, nous est radicalement inaccessible. Nous entasserons les déterminations qui permettront d'*expliquer* à la limite le comportement de l'individu. Mais ses intentions simples nous échapperont toujours. Nous avons suffisamment insisté dans un autre travail, sur cette imperfection radicale de la science objective de l'homme, pour que nous puissions nous dispenser ici de montrer davantage le danger de cette limitation. Notons seulement que, quelque développée et raffinée que devienne un jour l'étude expérimentale des opinions, jamais elle n'épuisera la connaissance des hommes et des publics. A cet égard, on peut dire que la psychologie sociale objective est engagée dans une impasse.

Cependant, à d'autres points de vue, les modestes résultats atteints par ces études, ouvrent déjà des horizons. La connaissance des opinions est longtemps restée le privilège de l'homme d'action, du publiciste, de l'artiste. Concrète, une telle connaissance pêche par le défaut de n'être pas méthodique. Élevée au rang d'une doctrine, elle aura souvent le tort de perdre le contact avec le réel. Nombreux sont les ouvrages, même récents, concernant les opinions, et notamment les opinions politiques, auxquels on pourra reprocher d'être arbitraires, passionnés, polémiques. La connaissance expérimentale est positive. Elle reste attachée à la réalité. Elle est objective. Par sa préoccupation purement formelle, elle atteint des faits qui dispensent de toute référence à l'actualité. Dans un domaine où il est si facile de tomber dans l'éphémère ou dans le controversé, elle est universelle, elle conserve la sérénité des autres sciences positives. Également éloignée des mythologies dialectiques et des idéologies doctrinaires, elle satisfait, au moins dans ses ambitions, la curiosité désintéressée de ceux qui s'intéressent aux sociétés et aux

hommes avec un véritable esprit scientifique. Elle autorise l'espoir de décrire et d'expliquer adéquatement la nature des réactions des groupes, organiques ou inorganisées, les tempéraments individuels manifestés dans les comportements à valeur sociale, et même la personnalité psychosociale des hommes, qui est peut-être l'aspect le plus complet et le plus complexe sous lequel on puisse les envisager. La connaissance expérimentale des opinions est scientifique.

Mais, comme toute science, elle ne se borne pas à ouvrir des perspectives à la spéculation. Elle fonde la possibilité d'applications pratiques. Il n'est pas indifférent qu'un objet d'opinions, institution, projet, personnalité, valeur sociale en général, appelle des réactions inorganisées ou collectives. On n'affronte pas sans risque une opinion publique, tandis qu'en travaillant sur des opinions privées on ne s'expose guère à d'autres dangers qu'à laisser persister l'indifférence. Inversement, l'accord avec les sentiments collectifs assure par avance la collaboration des bonnes volontés. La connaissance de la structure des opinions est un élément important dans la décision des responsables du pouvoir. Il est permis d'envisager la contribution de la connaissance des opinions à l'édification d'un art politique rationnel. Mais la constitution d'un art psychologique ne paraît pas moins importante. Si le politique a seul le dangereux privilège d'agir sur les hommes pris en masse et d'escompter leurs actions, nous interagissons incessamment avec les individus. Or, tandis que nos actions et réactions à l'égard de la matière sont éclairés par la connaissance des lois scientifiques, on ne peut presque pas dire que notre conduite relativement aux hommes qui nous approchent soit guidée par autre chose que par la routine ou la connaissance vulgaire. La psychologie générale, qui est celle d'un Homme abstrait, ne nous est presque jamais d'aucun secours. Une psychologie scientifique de l'individu s'impose. On peut penser que le chapitre des opinions y

occupera une place qui ne sera pas au dernier rang. Le trait semi-général de l'atypicalité mérite sans doute d'être incorporé au socio-psychogramme. Les facteurs dus aux opinions contribueront à la construction d'une typologie. En un mot, ce que l'on peut attendre d'une connaissance expérimentale des opinions, ce n'est pas seulement la satisfaction d'une curiosité, d'ailleurs légitime, mais encore des enseignements sur la manière de se conduire rationnellement en public et dans le privé, ἐμφρόνως πράξειν ἢ ἰδίᾳ ἢ δημοσίᾳ, comme disait Platon, de s'adapter, en toute connaissance de cause, aux hommes tels qu'ils sont.

VU, le 7 novembre 1942,  
*Le Doyen de la Faculté des Lettres  
de l'Université de Paris,*

J. VENDRYÈS.

VU ET PERMIS D'IMPRIMER :  
*Le Recteur de l'Académie de Paris,*  
Gilbert GIDEL.



## TABLE DES MATIÈRES

|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     | Page       |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| <b>CHAPITRE PREMIER. — Les données et les méthodes.....</b>                                                                                                                                                                                                                                                                         | <b>1</b>   |
| <p>(1) Portée de cette étude, p. 1. — (2) Description du matériel, p. 4. — (3) Nature des données expérimentales, p. 12. — (4) L'instrument statistique, p. 15. — (5) Les problèmes étudiés, p. 21.</p>                                                                                                                             |            |
| <b>CHAPITRE II. — Étude de quelques distributions d'opinions.</b>                                                                                                                                                                                                                                                                   | <b>26</b>  |
| <p>(1) Notions fondamentales, p. 26. — (2) Le problème et les données, p. 32. — (3) Essai d'une méthode <i>a posteriori</i>, p. 38. — (4) Essai d'une méthode <i>a priori</i>, p. 46. — (5) La distribution des opinions, p. 50.</p>                                                                                                |            |
| <b>CHAPITRE III. — Étude de l'atypicalité .....</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                 | <b>54</b>  |
| <p>(1) La notion et les problèmes, p. 54. — (2) Étude des facteurs déterminants, p. 58. — (3) Étude de la distribution, p. 70. — (4) Étude de la stabilité du trait, p. 76. — (5) Le trait d'atypicalité, p. 86.</p>                                                                                                                |            |
| <b>CHAPITRE IV. — Étude de la personnalité psychosociale...</b>                                                                                                                                                                                                                                                                     | <b>89</b>  |
| <p>(1) L'opinion et la personnalité psychosociale, p. 89. — (2) L'analyse factorielle et la personnalité psychosociale, p. 92. — (3) L'étude expérimentale et ses résultats, p. 99. — (4) La signification des facteurs, p. 104. — (5) La description pluridimensionnelle de la personnalité, p. 113. — (6) Conclusion, p. 124.</p> |            |
| <b>CHAPITRE V. — Conclusions .....</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                              | <b>128</b> |
| <p>(1) La logique de l'expérience psychosociale, p. 128. — (2) Possibilités de la statistique appliquée à la science psychosociale, p. 133. — (3) La théorie et l'expérience des opinions, p. 138. — (4) Impasses et horizons, p. 144.</p>                                                                                          |            |

---

1943. — Imprimerie des Presses Universitaires de France. — Vendôme (France)  
C.O.L. 31.0455

---

**AUTORISATION N° 16.984**



